EViews
والقياس الاقتصادي

خالد محمد السواعي

خالد السواعي

EViews والقياس الاقتصادي

ISBN:978-9957-550-21-9

www.dar-alketab.com

EViews

والقياس الاقتصادي

EViews

والقياس الاقتصادي

الدكتور خالد محمد السواعي

جميع الحقوق محفوظة
الطبعة الأولى ٢٠١٢

عمّان – الأردن
Copyright © All rights reserved

رقم الإيداع لدى دائرة المكتبة الوطنية ٣٤٩١/ ٩ /٢٠١١

رقم التصنيف:

السواعي، خالد محمد

Eviews والقياس الاقتصادي

خالد محمد السواعي

الواصفات:

الناشر:

أعدت بيانات الفهرسة والتصنيف الأولية من قِبل دائرة المكتبة الوطنية

لا يجوز نقل أو اقتباس أو ترجمة أي جزء من هذا الكتاب
بأي وسيلةٍ كانت دون إذن خطي مسبق من المؤلف

المحتويات

تمهيد

تعنى كلمة econometrics "القياس في الاقتصاد"، وأول خمسة حروف من الكلمة econo توحي أن جذور نشأة القياس الاقتصادي عائدة للاقتصاد. ومع ذلك، فإن الأساليب الرئيسية المستخدمة في دراسة المشاكل الاقتصادية لها أهمية متساوية في التطبيقات المختلفة. ويتضمن هذا الكتاب تعريف القياس الاقتصادي وتطبيق الأساليب الإحصائية في المشاكل الاقتصادية وفي التمويل وغيره من تطبيقات لاختبار النظريات، واختبار الفرضيات حول العلاقة بين المتغيرات، ودراسة تأثير الأوضاع الاقتصادية على الأسواق، وتوقعات القيم المستقبلية للمتغيرات للمساعدة في عملية صنع القرار. ومن الأمثلة المحتملة في تطبيقات القياس الاقتصادي تقدير توقعات النمو الاقتصادي والتضخم المتوقع والتنبؤ بالايرادات.

هذا الكتاب دليل يبسط للمبتدء استخدام EViews ويعرفه على مبادئ وطرق القياس الاقتصادي وكيفية حسابها خطوة بخطوة يدوياً وباستخدام برمجية Eviews للقياس الاقتصادي، أعددته بناءً على طلب بعض الأصدقاء للاستفاده منه في الدورات التي يعقدها مركز التدريب الجمركي في عمّان، واستخدام البرمجية والتمكن من التنبؤ وتقدير الايرادات، كما انه مفيد لطلبة القياس الاقتصادي، ولمن يرغب باستخدام البرمجية لتحليل العلاقات الاقتصادية في حدها الأدنى، ويعرض هذا الكتاب كيفية بناء النماذج الاقتصادية والقياسية وانواع البيانات، وتحليل الانحدار البسيط والمتعدد، واختتم بعرض النماذج الحركية وكيفية الاستفادها منها بعمليات التنبؤ.

يتكون هذه الكتاب من خمسة فصول. يناقش الفصل الأول مجال الاقتصاد القياسي والحالات التي تنشأ عند تطبيق أساليب الاقتصاد القياسي، وخطوات التحليل

الاقتصادي، وأنواع البيانات الاقتصادية، والاشكال البيانية. وعرضنا في الفصل الثاني أساسيات استخدام النسخة ٧ من Eviews من خطوات إنشاء ملف عمل واستيراد وتصدير البيانات وكيفية رسم الأشكال البيانية وحساب الإحصاء الوصفي. أما الفصل الثالث فهو يتعلق بالانحدار الخطي البسيط من حيث اشتقاق صيغة المربعات الصغرى العادية OLS، وبيان خصائص أفضل تقدير، واختبار الفرضيات، وتقدير نموذج الانحدار واختبار الفرضيات الفردية باستخدام EViews. أما الفصل الرابع، فهو يتعلق بالانحدار المتعدد من اشتقاق صيغة المربعات الصغرى العادية OLS وتقديرها، واختبار الفرضيات، وتقدير معاملات الارتباط الجزئي بين المتغيرات، وتقدير نموذج الانحدار واختبار الفرضيات الفردية باستخدام EViews، وإجراء تنبؤات من خلاله. واخيراً الفصل الخامس، يبحث النماذج الحركية من حيث أهمية الإبطاء في النماذج التي تستخدم سلاسل زمنية، وطرق تضمين الإبطاء في النماذج القياسية الحركية، وتقدير المربعات الصغرى غير الخطية لنماذج الانحدار الذاتي، وتقدير نموذج الانحدار الذاتي واستخدامه للحصول على التوقعات المستقبلية، وتحديد وتقدير وتفسير تقدير نموذج فترات الابطاء الموزعة المحدودة finite distributed lag model، وتحديد وتقدير نموذج الانحدار الذاتي بفترات ابطاء موزعة autoregressive distributed lag model (ARDL).

والله ولي التوفيق

د . خالد السواعي

عمّان-الأردن

khsawaie@yahoo.com

+962777409853

الفصل الأول

طبيعة القياس الاقتصادي والبيانات الاقتصادية

يناقش الفصل الأول مجال الاقتصاد القياسي والحالات التي تنشأ عند تطبيق أساليب الاقتصاد القياسي. ويناقش قسم ١-٣ خطوات التحليل الاقتصادي، ويحدد القسم ١-٤ أنواع البيانات الاقتصادية، ويعرض قسم ١-٥ الاشكال البيانية.

في هذا الفصل نتعلم كيف:

- نصف خطوات بناء النموذج القياسي
- التمييز بين أنواع البيانات المختلفة
- التعامل مع البيانات:المستوى والفرق
- التعامل مع البيانات: الأشكال البيانية

١-١ مقدمة

ازدادت أهمية القياس الاقتصادي في الدراسات والأبحاث الاقتصادية التطبيقية ازدياداً ملحوظاً؛ وهو مجموعة أدوات بحثية وظفت في دراسات الأعمال والمالية والتسويق والإدارة

فضلاً عن الدراسات الاقتصادية. ويلعب القياس الاقتصادي دوراً مهماً في تمرين الاقتصاديين الذين تعلموا المفاهيم الاقتصادية والتعامل مع النماذج الاقتصادية للعرض والطلب والسلوك الاقتصادي الكلي والتجارة الدولية، على كيفية عمل السوق؟ وكيفية تأثير السياسات الحكومية فيه؟ وكيفية مزاوجة التحليل الاقتصادي والتطبيق العملي؟ وكيفية استخدام البيانات الاقتصادية لتقدير العلاقات الاقتصادية واختبار الفرضيات الاقتصادية والتنبؤ بالاقتصاد؟

في هذا الكتاب نتعلم كيف نستخدم برمجيات القياس الاقتصادي، وتمكينا من إجابة الأسئلة وعلى التنبؤ بالمبيعات وبالنمو الاقتصادي للدولة، والتنبؤ بسلوك استهلاك سلعة ما، وتقدير أثر الأسعار على المبيعات عندما تنخفض بمقدار دينار واحد لكل وحدة واحدة، وكيف تمتع آذان مستمعيك بإجابتك على هذه الأسئلة، لأنها تعكس قدرتك على التفكير كالاقتصاديين وتحليل البيانات الاقتصادية.

١-٢- ما هو القياس الاقتصادي؟

تخيل أنك تم تعيينك لتقييم فعالية برنامج تدريبي ممول من الحكومة، ومدة البرنامج عشرين أسبوع خارج ساعات العمل. ويشارك الموظف بساعة تدريبية كل يوم، كما ان التسجيل طوعي في كل أو جزء من هذا البرنامج. وعليك تحديد أثر برنامج التدريب على أجور ساعة كل عامل.

افترض أنك تعمل في أحد البنوك الاستثمارية. وعليك دراسة عائد استراتيجيات الاستثمار المختلفة على سندات الخزانة التي يصدرها البنك المركزي الأردني في المدى القصير وأن تقرر ما إذا كانت تتطابق مع النظريات الاقتصادية.

الآن، افترض أنك تعمل في اعداد الموازنة السنوية وطلب منك تقدير الايرادات والتنبؤ بها خلال السنوات الثلاث القادمة، وتقدير العلاقة بين المستوردات والرسوم الجمركية المتحققة

عليها حين تقدير الايرادات.قد تبدو الإجابة على هذه الأسئلة شاقة في البداية. عند هذه النقطة، قد يكون لديك غموض حول ماهية البيانات التي ستحتاج إلى جمعها. وبحلول نهاية هذه الدورة التمهيدية في القياس الإقتصادي، يجب أن تعرف كيفية استخدام أساليب الاقتصاد القياسي لتقييم أثر برنامج التدريب على العمل أو لاختبار نظرية اقتصادية بسيطة، أو بيان العلاقة بين المستوردات والرسوم الجمركية والتنبؤ بالايرادات.

يستند الاقتصاد القياسي على الأساليب الإحصائية لتقدير العلاقات الاقتصادية، واختبار النظريات الاقتصادية، وتقييم وتنفيذ سياسة الحكومة ورجال الأعمال. والتطبيق الأكثر شيوعاً للاقتصاد القياسي هو التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية الكلية المهمة مثل أسعار الفائدة ومعدلات التضخم، والناتج المحلي الإجمالي. في حين أن توقع المؤشرات الاقتصادية واضح للغاية، ومنتشر على نطاق واسع في كثير من الأحيان، ويمكنك استخدام أساليب الاقتصاد القياسي في المجالات الاقتصادية التي لا علاقة لها بتوقعات الاقتصاد الكلي. على سبيل المثال، سوف ننظر في أثر إنفاق المدرسة عن أداء الطالب في مجال التعليم. وبالإضافة إلى ذلك، سوف نتعلم كيفية استخدام أساليب الاقتصاد القياسي للتنبؤ بالسلاسل الزمنية الاقتصادية.

تطور الإقتصاد القياسي كفرع منفصل عن الإحصاء الرياضي؛ لأنه يركز على المشاكل الكامنة في جمع وتحليل البيانات الاقتصادية غير التجريبية. لأن البيانات المتراكمة غير تجريبية من التجارب الضابطة على الأفراد، والشركات، أو قطاعات من الاقتصاد. وتسمى البيانات غير التجريبية في بعض الأحيان بيانات الرصد (المشاهدة) لتؤكد على حقيقة أن الباحث هو جامع سلبي (غير فعّال) للبيانات. وغالباً ما يتم جمع البيانات التجريبية في بيئة مختبر العلوم الطبيعية، لكنها أكثر صعوبة في الحصول عليها في العلوم الاجتماعية. ورغم أنه يمكن وضع بعض التجارب الاجتماعية، الإ أنها مستحيلة في كثير من الأحيان، وباهظة الثمن، أو منفرة اخلاقياً، وستكون هناك حاجة لضوابط إجراء تجارب لمعالجة القضايا الاقتصادية. ونعطي بعض الأمثلة المحددة للاختلافات بين البيانات التجريبية وغير التجريبية في القسم ١-٤.

وبطبيعة الحال فقد اقترض المتخصصون بالإقتصاد القياسي من الإحصاء الرياضي طريقة تحليل الانحدار المتعدد الذي هو الدعامة الأساسية في كل المجالات، إلا أن تفسيره قد يختلف

بشكل ملحوظ. وبالإضافة إلى ذلك، فقد وضع الاقتصاديين تقنيات جديدة للتعامل مع تعقيدات البيانات الاقتصادية والتوقعات لاختبار النظريات الاقتصادية.

١ـ٣ خطوات التحليل الاقتصادي التطبيقي

أساليب الاقتصاد القياسي ذات صلة في كل الفروع تقريباً بالاقتصاد التطبيقي في اختبار نظرية اقتصادية أو ايضاح علاقة مهمة لقرارات الأعمال أو تحليل السياسات. ويستخدم التحليل التجريبي البيانات لاختبار نظرية أو لتقدير علاقة،.وكيف نستطيع وضع هيكل لتحليل اقتصادي تجريبي؟ قد يبدو الأمر واضحاً، ولكن يجدر التأكيد على أن الخطوة الأولى في أي تحليل تجريبي هو صياغة متأنية للمسألة. ولعل مسألة التعامل مع الاختبارات لبعض جوانب النظرية الاقتصادية، أو أنها قد تتعلق باختبار الآثار المترتبة على سياسة الحكومة. من حيث المبدأ، يمكن استخدام أساليب الاقتصاد القياسي للرد على مجموعة واسعة من الأسئلة.في بعض الحالات، لا سيما تلك التي تنطوي على اختبار النظريات الاقتصادية، يتم تكوين نموذج اقتصادي يتكون من معادلات رياضية تصف العلاقات المختلفة. والاقتصاديون لديهم معرفة في بناء نماذج تصف مجموعة واسعة من السلوكيات؛ فعلى سبيل المثال، في الاقتصاد الجزئي، تخضع قرارات الاستهلاك الفردي لقيد الميزانية عن طريق النماذج الرياضية، والفرضية الأساسية الكامنة وراء هذه النماذج تعظيم المنفعة على افتراض أن الفرد يجعل خياره تحقيق أقصى قدر من رفاهه يخضع لقيود موارده، ويقدم لنا إطاراً قوياً جداً لخلق نماذج اقتصادية وجعل التوقعات واضحة. في سياق قرارات الاستهلاك وتعظيم المنفعة يؤدي إلى مجموعة من معادلات الطلب. وفي معادلة الطلب تعتمد الكمية المطلوبة من كل سلعة على سعر السلعة، وأسعار السلع البديلة والمكملة، ودخل المستهلك، وخصائص الفرد التي تؤثر على الذوق. ويمكن لهذه المعادلات أن تشكل أساساً لإجراء تحليل اقتصادي قياسي للطلب على السلع الاستهلاكية.يستخدم الاقتصاديون الأدوات الاقتصادية الأساسية مثل مفهوم تعظيم المنفعة لتفسير السلوكيات التي قد تبدو للوهلة الأولى غير اقتصادية في طبيعتها. والمثال الكلاسيكي هو نموذج بيكر (١٩٦٨) الاقتصادي للسلوك الاجرامي.

مثال ١-١

النموذج الاقتصادي للجريمة

افترض غاري بيكر في مقاله الحائز على جائزة نوبل، إن تعظيم المنفعة كإطار لوصف مشاركة الفرد في الجريمة، حيث أن هناك جرائم معينة لها مكافآت اقتصادية واضحة، ولكن معظم السلوكيات الإجرامية لها تكاليف. وتكلفة الفرصة البديلة تمنع الجريمة الجنائية بالمشاركة في أنشطة أخرى مثل العمل بشكل قانوني. وبالإضافة إلى ذلك، يوجد تكاليف مرتبطة بإمكانية الاعتقال ومن ثم، إذا أدين المتهم، تكون التكاليف مرتبطة بالسجن. من وجهة نظر بيكر، فإن قرار إجراء النشاط غير المشروع هو أحد مصادر تخصيص الموارد، وتؤخذ فوائد وتكاليف الأنشطة المتنافسة بعين الاعتبار.في ظل بعض الافتراضات العامة، يمكننا استخلاص معادلة تصف مقدار الوقت الذي يقضيه المجرم في النشاط الإجرامي كدالة في العوامل المختلفة. وتعرض الدالة كما يلي:

$$y = f\,(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7) \qquad (1.1)$$

حيث

y : الساعات التي يقضيها في الأنشطة الإجرامية

x_1 : أجر الساعة التي يقضيها في النشاط الإجرامي

x_2 : أجر الساعة العمل.

x_3 : الإيرادات الأخرى من الجريمة أو العمالة

x_4 : احتمال الوقوع (الاعتقال)

x_5 : احتمال ادانته إذا وقع بالاعتقال

x_6 : توقع العقوبة إذا أدين

x_7 : العمر

وهناك عوامل أخرى تؤثر عموماً في القرار الشخصي بالمشاركة في الجريمة، ولكن القائمة أعلاه هي تمثل ما قد ينتج عن تحليل اقتصادي. وكما هو شائع في النظرية الاقتصادية، ونحن لم نحددة بدالة. هذا يعتمد على دالة المنفعة. ومع ذلك، يمكننا استخدام النظرية الاقتصادية -أو التأمل- للتنبؤ بأثر كل متغير سيترتب على النشاط الإجرامي. وهذا هو أساس إجراء تحليل اقتصادي قياسي لنشاط جنائي فردي.

نقطة الانطلاق في بعض الأحيان وضع نموذج اقتصادية لتحليل تجريبي، إلا أن استخدام النظرية الاقتصادية هو أكثر شيوعاً، أو الاعتماد كلياً على الحدس. قد نتفق على أن محددات السلوك الإجرامي التي تظهر في المعادلة (١-١) معقولة على أساس الحس السليم، وقد نصل إلى هذه المعادلة مباشرة، بدون تعظيم المنفعة. هذا الرأي له وجاهته، على الرغم من أن هناك حالات في الاشتقاقات تقدم رؤى تغفل الحدس.

بعد أن تم تحديد النموذج الاقتصادي يتم تحويله إلى نموذج اقتصادي قياسي؛ لأننا سنتعامل مع نماذج الاقتصاد القياسي في هذا الدليل، ومن المهم أن نعرف كيفية ربط نموذج اقتصادي قياسي بنموذج اقتصادي. نأخذ المعادلة (١-١) كمثال على ذلك، يجب تحديد شكل الدالة $f(.)$ قبل إجراء التحليل الاقتصادي، وكيفية التعامل مع المتغيرات التي لا يمكن مشاهدتها، مثل الأجور التي يستطيع الفرد كسبها من نشاط إجرامي، أو حجم التهريب الذي لم يتم ضبطه. إلا أنه يمكن مشاهدة إحصاءات الاعتقال ذات الصلة، واشتقاق المتغير الذي يقترب من احتمال المقبوض عليهم، وعوامل أخرى كثيرة تؤثر على السلوك الإجرامي لا نستطيع حصرها، ناهيك عن مراقبتها، ولكن يجب علينا بطريقة أو بأخرى حسابه.

مثال ١-٢

التدريب وإنتاجية العامل

نأخذ المسألة المطروحة في بداية القسم ١-١ حول دراسة أثر التدريب المترتب على إنتاجية العمال. في هذه الحالة، هنالك حاجة لنظرية اقتصادية. ويكفي فهم الأساس الاقتصادي لندرك العوامل التي تؤثر على إنتاجية العمال: مثل التعليم، والخبرة، والتدريب. أيضاً، يدرك الاقتصاديين جيداً أن أجور العمال تتناسب مع قدراتهم الإنتاجية. ويؤدي هذا المنطق البسيط إلى نموذج مثل:

$$\text{Wage} = f(\text{educ}, \text{exper}, \text{training}), \quad (1.2)$$

حيث أن wage الأجر هو أجر ساعة العمل، و educ سنوات التعليم النظامي، و exper سنوات الخبرة في سوق العمل، و training عدد الأسابيع التي قضاها في التدريب على إجراءات العمل. مرة أخرى، هناك عوامل أخرى تؤثر على معدل الأجر، إلا أن (١-٢) يجسد جوهر المشكلة.

يتم حل الغموض الكامن في النموذج الاقتصادي للجريمة عن طريق تحديد نموذج اقتصادي قياسي:

$$Crime = b_0 + b_1 wagem + b_2\, othinc + b_3\, freqarr + b_4\, freqconv + B_5\, avgsen + b_6\, age + u \qquad (1.3)$$

حيث أن الجريمة تقيس تكرار النشاط الإجرامي، و wagem هي الأجور التي يمكن تحقيقها في العمل القانوني، و othinc هو الدخل من مصادر أخرى (الأصول، والميراث، إلخ)، و freqarr هو تكرار الاعتقال عن المخالفات السابقة لتقريب احتمال الاعتقال، و freqconv هو تكرار الإدانة، و avgsen هو متوسط طول المدة بعد الإدانة. ويتحدد اختيار هذه المتغيرات من النظرية الاقتصادية فضلاً عـن اعتبارات البيانات، ويحتوي u على مجموعة العوامل غير مشاهدة مثل أجور النشاط الإجرامي، والتحلي بالاخلاق، والخلفية الأسرية، وأخطاء قياس النشاط الإجرامي، واحتمال إلقاء القبض عليه. ويمكننا أن نضيف متغيرات الخلفية الأسرية للنموذج؛ مثل عدد الأشقاء، وتعليم الوالدين، و ... إلخ، ولكننا لا يمكن أبداً حذف u تماماً. وفي الواقع، فإن التعامل مع حد الخطأ أو الاضطراب ربما يكون أهم عنصر في أي تحليل اقتصادي.

الثوابت b_0، b_1، ...، b_6 هي معلمات النموذج الاقتصادي القياسي، وهي تصف الاتجاهات ومواطن القوة في العلاقة بين الجريمة والعوامل المستخدمة لتحديد الجريمة في النموذج. ويمكن استكمال نموذج الاقتصاد القياسي للمثال (١-٢) كما يلي:

$$wage = b_0 + b_1\, educ + b_2\, exper + b_3\, training + u \qquad (1.4)$$

حيث يحتوي u عوامل مثل "القدرة الفطرية"، ونوعية التعليم، وخلفيته العائلية، وعدد لا يحصى من العوامل الأخرى التي يمكن أن تؤثر في أجور الفرد. وإذا كنت تشعر بالقلق على وجه التحديد إزاء آثار التدريب على العمل، فإن b_3 هي المعلمة التي تحدد مدى الاستفادة من التدريب.

يبدأ التحليل الاقتصادي القياسي بتحديد نموذج اقتصادي قياسي دون النظر في تفاصيل إنشاء النموذج. ونتبع هذا النهج إلى حد كبير لأن اشتقاق النموذج الاقتصادي للجريمة يأخذ وقتاً طويلاً، وغالباً ما تكون صعبة من ناحية النظرية الاقتصادية. ويلعب المنطق الاقتصادي دوراً في الأمثلة، وسوف ندمج أي نظرية اقتصادية كامنة في مواصفات نموذج اقتصادي قياسي.

يمكن ذكر فرضيات مختلفة حول المعلمات غير المعروفة. على سبيل المثال، في المعادلة (١-٣)، قد نفترض أن الأجور wagem التي يمكن تحقيقها في عمل قانوني لها تأثير على السلوك الإجرامي. وفي سياق هذا النموذج الاقتصادي القياسي على وجه الخصوص تكون الفرضية $b_1=0$.يتطلب تحليل البيانات استخدام أساليب الاقتصاد القياسي لتقدير المعلمات في نموذج اقتصادي قياسي، واختبار الفرضيات. وفي بعض الحالات يتم استخدام نموذج اقتصادي قياسي لجعل تنبؤات الاختبار إما نظرية أو دراسة تأثير سياسة.

مثال ١-٣

العلاقة بين الدخل والاستهلاك

ما هي أهمية المتغيرات وعلاقة أحدها بالآخر؟ باستخدام المفاهيم الرياضية للدالة نعبر عن العلاقة بين الدخل i والاستهلاك C ونستطيع كتابة الدالة كما يلي:

$$C = f(i)$$

حيث تبين بأن مستوى الاستهلاك هو دالة $f(i)$ بالدخل، ونعبر عن الطلب على استهلاك سلعة ما مثل لحوم الضأن البلدية بما يلي:

$$q^d = f(p, p^S, p^C, i)$$

حيث نقول بأن كمية اللحوم المطلوبة q^d هي دالة $f(p, p^S, p^C, i)$ في سعر لحوم الضأن البلدية p وسعر لحوم الضأن المستوردة (البديلة) p^S وسعر الأصناف المكملة

p^C كالأعلاف، ومستوى الدخل i.

وكما يمكن كتابة دالة عرض لحوم البقر كما يلي:

$$q^S = f\left(p, p^C, p^f\right)$$

حيث أن q^S الكمية المعروضة و p سعر لحوم البقر و p^C سعر السلع المنافسة بالإنتاج مثل سعر لحوم الضأن و p^f سعر العوامل أو المدخلات مثل سعر الذرة المستخدمة في العملية الإنتاجية. والمعادلات أعلاه هي نموذج اقتصادي يصف كيفية ارتباط المتغيرات الاقتصادية، والنماذج الاقتصادية هي المرشد إلى التحليل الاقتصادي، إضافة إلى فهم كيفية تأثير تغير أحد المتغيرات على الآخر.

تمرين

ما هو النموذج الاقتصادي للمثال اعلاه؟ اعرض النموذج القياسي؟

تطبيق عملي

كيف يسير المتخصصون بالاقتصاد القياسي في تحليلهم لمشكلة اقتصادية؟ وما هي منهجيتهم الخاصة بهم؟ بالرغم من وجود عدة مدارس فكرية بمنهجية الاقتصاد القياسي، سوف نعرض هنا المنهجية التقليدية أو الكلاسيكية التي لا تزال تهيمن على البحوث التجريبية في الاقتصاد وغيرها من العلوم الاجتماعية والسلوكية على نطاق واسع على النحو التالي:

١- منهجية الاقتصاد القياسي

١. تحديد نظرية أو فرضية.

٢. توصيف نموذج رياضي للنظرية.

٣. توصيف نموذج إحصائي أو قياسي.

٤. الحصول على البيانات.

٥. تقدير معلمات النموذج الاقتصادي القياسي.

٦. اختبار الفرضية.

٧. التنبؤ أو التوقع.

٨. استخدام النموذج لأغراض المراقبة أو السياسة.

لتوضيح الخطوات السابقة، دعونا النظر في نظرية معروفة هي نظرية الاستهلاك الكينزية.

١. تحديد نظرية أو فرضية

قال كينز: القانون السلوكي الأساسي: كقاعدة عامة في المتوسط، أن يزداد الاستهلاك بزيادة الدخل، لكن ليس بقدر زيادة الدخل.

باختصار، افترض كينز أن الميل الحدي للاستهلاك (MPC) هو معدل التغير في الاستهلاك بوحدة (دينار) إلى التغير في الدخل، ويكون أكبر من الصفر وأقل من ١.

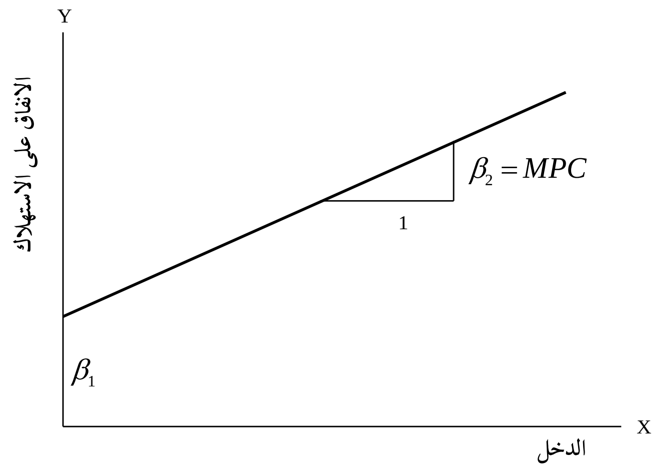
٢. مواصفات نموذج رياضي للاستهلاك

على الرغم من أن كينز يفترض وجود علاقة إيجابية بين الاستهلاك والدخل، فإنه لم يحدد بشكل دقيق للعلاقة الدالية بينهما. وللتبسيط، قد يقترح الاقتصادي الرياضي الشكل التالي لدالة الاستهلاك الكينزية:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X \qquad 0 < \beta_2 < \qquad (1.3.1)$$

حيث Y = الإنفاق الاستهلاكي و X = الدخل، و β_1 و β_2 تعرف باسم معالم النموذج، وهي على التوالي الحد الثابت ومعامل الانحدار. ويقيس معامل الميل β_2 الميل الحدي للاستهلاك. هندسياً، المعادلة (I.3.1) يبينها الشكل (١-١)، وهذه المعادلة التي تنص على أن الاستهلاك يرتبط خطياً بالدخل، ومثال على نموذج رياضي للعلاقة بين الاستهلاك والدخل يسمى بدالة الاستهلاك في الاقتصاد. والنموذج هو مجموعة معادلات رياضية. فإذا كان النموذج بمعادلة واحدة فقط، كما في المثال السابق، يسمى بنموذج معادلة واحدة، في حين إذا كان بأكثر من معادلة، يسمى بنموذج متعدد المعادلات.

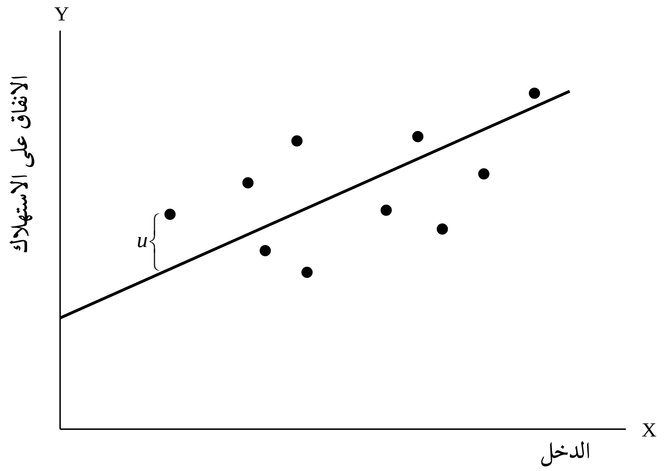
المتغير في المعادلة (1.3.1) الذي يظهر على الجانب الأيسر من اشارة المساواة يسمى المتغير التابع، والمتغير(ات) على الجانب الأيمن تسمى متغير(ات) مستقلة أو تفسيرية. وهكذا في دالة الاستهلاك الكينزية: في المعادلة (1.3.1) الاستهلاك (النفقات) هو المتغير التابع، والدخل هو المتغير التفسيري.



شكل رقم (١-١) دالة الاستهلاك الكينزية

٣. مواصفات نموذج الاستهلاك القياسي

ستعمل في ظل نموذج رياضي بحت لدالة الاستهلاك للمعادلة (١-٣-١) وهو يقتصر على القياسيين econometrician، لأنه يفترض أن هناك علاقة حتمية دقيقة بين الاستهلاك والدخل. إلا أن العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية تكون غير دقيقة بشكل عام. وهكذا، إذا حصلنا على بيانات عن نفقات الاستهلاك والدخل المتاح (بعد الضرائب) لعينة تمثل ٥٠٠ أسرة أردنية مثلاً، واردنا رسم هذه البيانات على ورقة رسم بياني: نحدد الإنفاق الاستهلاكي على المحور الرأسي والدخل المتاح على الأفقي المحور، ولا نتوقع أن جميع المشاهدات ٥٠٠ تقع تماماً على خط مستقيم للمعادلة (١-٣-١)، لأن هناك متغيرات أخرى تؤثر على الإنفاق الاستهلاكي بالإضافة إلى الدخل. على سبيل المثال، حجم الأسرة، وأعمار أعضاء الأسرة، ودين الأسرة، وما إلى ذلك، ومن المرجح أنها تمارس بعض التأثير على الاستهلاك.



شكل (١-٢): النموذج القياسي لدالة الاستهلاك الكينزية

إذا كانت العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية غير دقيقة، يعدل القياسيين دالة استهلاك المحددة (I.3.1) على النحو التالي:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + u \qquad (1.3.2)$$

حيث u تسمى باسم اضطراب، أو حد خطأ، وهو متغير عشوائي له خصائص احتمالية واضحة المعالم. ويمثل حد الاضطراب u جيداً في جميع تلك العوامل التي تؤثر على الاستهلاك ولكن لا تؤخذ في الاعتبار بشكل صريح. والمعادلة (I.3.2) هي مثال لنموذج اقتصادي قياسي: من الناحية الفنية، هي مثال لنموذج الانحدار الخطي. وتفترض دالة الاستهلاك القياسية أن المتغير التابع Y (الاستهلاك) يرتبط خطياً بالمتغير التفسيري X (الدخل)، إلا أن العلاقة بينهما غير دقيقة، بل هي خاضعة للاختلافات الفردية.يمكن تصور نموذج اقتصادي قياسي لدالة الاستهلاك كما هو موضح في الشكل (1.2).

٤. الحصول على بيانات

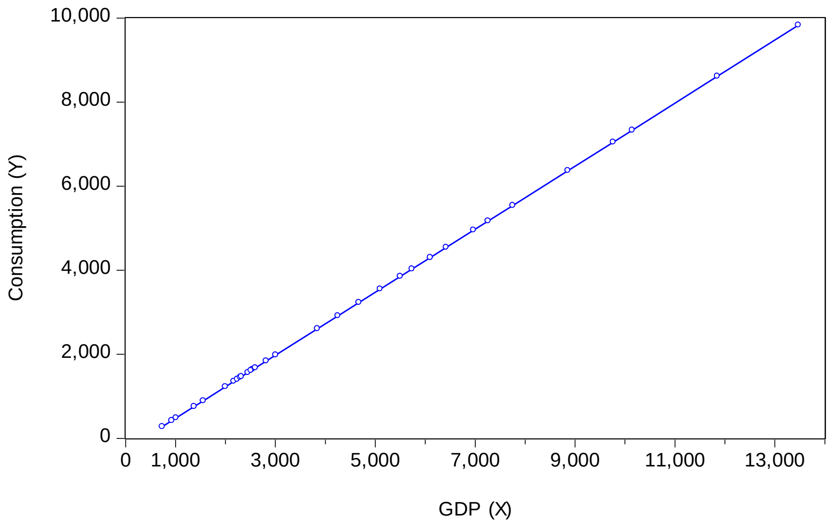
لتقدير نموذج اقتصادي قياسي للمعادلة (١-٣-٢) نحصل على القيم العددية لβ_1 و β_2

ونحتاج لبيانات كالتي في الجدول (١-١) تتصل بالاقتصاد الأردني للفترة ١٦٧٦-٢٠٠٧. المتغير Y في هذا الجدول هو مجموع الإنفاق الاستهلاكي الشخصي، والمتغير X هو الناتج المحلي الإجمالي بعد الضرائب (الدخل المتاح) وهو مقياس الدخل الإجمالي بملايين الدنانير، وتم رسمها في الشكل (١-٣).

جدول (١-١): الإنفاق على الاستهلاك الخاص (Y) والدخل المتاح (X) بملايين الدنانير

Year	Y	X
1976	452.6	736.5
1977	569.0	925.4
1978	666.7	1014.5
1979	846.5	1374.9
1980	914.8	1555.3
1981	1120.8	1998.5
1982	1406.7	2168.5
1983	1537.0	2240.3
1984	1576.7	2298.6
1985	1745.2	2324.4
1986	1795.0	2544.2
1987	1747.7	2449.7
1988	1711.7	2514.2
1989	1688.0	2600.2
1990	2068.9	2817.7
1991	2142.5	3006.9
1992	2765.9	3843.7
1993	2793.2	4255
1994	2935.7	4674.4
1995	3046.0	5098.1
1996	3451.5	5503.1
1997	3647.3	5737.6
1998	4111.9	6102.2
1999	4177.8	6421.9
2000	4811.3	6969.1
2001	5157.4	7258.7
2002	5191.3	7755.7
2003	5561.6	8859.5
2004	6598.9	9765
2005	7838.4	10146
2006	9268.2	11853
2007	10583.8	13473

المصدر: البنك المركزي الأردنى، دائرة الإحصاءات العامة



شكل رقم (١-٣) العلاقة بين الإنفاق على الاستهلاك الخاص (Y) والدخل المتاح خلال الفترة ١٩٧٦-٢٠٠٧ بملايين الدنانير الأردنية

٥. تقدير نموذج الاقتصاد القياسي

والآن لدينا بيانات، والمهمة التالية هي تقدير معلمات دالة الاستهلاك، ويعطينا تقدير قيم المعلمات محتوى تجريبي لدالة الاستهلاك. علماً بأن الأسلوب الإحصائية لتحليل الانحدار هو الأداة الرئيسية المستخدمة للحصول على التقديرات. وباستخدام هذه التقنية والبيانات الواردة في الجدول (١-١)، نحصل على التقديرات التالية لـβ_1 و β_2 وهما -٤, ٢٧٣ و ٠,٧٤٩٨، وبالتالي فإن دالة الاستهلاك المقدرة هي:

$$\hat{Y}_i = -273.416 + 0.7498\ X_i \qquad (1.3.3)$$

القبعة على Y تدل على أنه تقدير. وتقدير دالة الاستهلاك يبينها الشكل (١-٣) (أي خط الانحدار).وكما يبين الشكل ١-٣، فإن خط الانحدار المناسب للبيانات عندما تكون نقاط البيانات قريبة جداً من خط الانحدار. ومن هذا الشكل للفترة ١٩٧٦-٢٠٠٧ نرى أن معامل الميل (MPC) حوالي ٠,٧٥، مما يوحي بأن زيادة الدخل بمقدار ١ دينار أردني يؤدي في المتوسط إلى زيادة الإنفاق الاستهلاكي بحوالي ٧٥ قرشاً. نقول في المتوسط لان

العلاقة بين الاستهلاك والدخل ليست بالضبط، كما هو واضح من الشكل (١-٣)؛ وليس كل نقاط البيانات تقع بالضبط على خط الانحدار. وبعبارة بسيطة نستطيع أن نقول أنه وفقا لمعلوماتنا، زاد الإنفاق الاستهلاكي في المتوسط بنحو ٧٥ قرشاً مقابل زيادة دينار في الدخل الحقيقي.

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 06/05/11   Time: 12:56
Sample: 1976 2007
Included observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-273.4160	104.3785	-2.619 67	0.0137
X	0.749767	0.018167	41.26971	0.0000

R-squared	0.982691	Mean dependent var	3247.813
Adjusted R-squared	0.982114	S.D. dependent var	2543.135
S.E. of regression	340.1161	Akaike info criterion	14.55691
Sum squared resid	3470370.	Schwarz criterion	14.64852
Log likelihood	-230.9106	Hannan-Quinn criter.	14.58728
F-statistic	1703.189	Durbin-Watson stat	0.534406
Prob(F-statistic)	0.000000		

٦. اختبار الفرضية

على افتراض أن هذا النموذج هو تقريب جيد إلى حد معقول من الواقع، علينا وضع معايير مناسبة لمعرفة ما إذا كانت التقديرات التي تم الحصول عليها في المعادلة (I.3.3) تتفق مع التوقعات النظرية التي يتم اختبارها. ووفقاً لخبراء الاقتصاد مثل ميلتون فريدمان، فإن النظرية أو الفرضية التي لا يمكن التحقق منها بالأدلة التجريبية قد لا تكون مقبولة كجزء من التحقق العلمي.

كما لوحظ في وقت سابق، توقع كينز أن الميل الحدي للاستهلاك يكون موجباً ولكن أقل من ١. في مثالنا وجدنا الميل الحدي للاستهلاك نحو ٠,٧٥، ولكن قبل أن تقبل هذه

النتيجة تأكيداً لنظرية الاستهلاك الكينزية، يجب أن نتساءل ما إذا كان هذا التقدير كافٍ لإقناعنا بأن حدوثه ليس صدفة أو خصوصية للبيانات التي استخدمناها. وبعبارة أخرى فإن ٠,٧٥ إحصائياً هي أقل من ١؟ فإذا كانت كذلك، فإنها تدعم نظرية كينز. ويستند هذا التأكيد أو دحض النظرية الاقتصادية على أساس أدلة من النظرية الإحصائية المعروفة باسم الاستدلال الإحصائي (اختبار الفرضيات).

٧. التوقع أو التنبؤ

إذا كان النموذج المختار لا يدحض الفرضية أو النظرية قيد النظر، نستخدمه للتنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغير التابع، أو توقع المتغير Y على أساس القيمة المعروفة أو القيمة المستقبلية المتوقعة أو المتوقعة للمتغير التفسيري X. ولتوضيح ذلك، نفترض أننا نريد التنبؤ بمتوسط الإنفاق الاستهلاكي لعام ٢٠٠٨. وبلغت قيمة الناتج المحلي الإجمالي في عام ٢٠٠٨ حوالي ١٨١٤٤ مليون دينار أردني افتراضياً. ضع هذا الرقم للناتج المحلي الإجمالي على الجانب الأيمن من المعادلة (I.3.3) نحصل على:

$$\hat{Y}_{2008} = -273.416 + 0.7498\ (18144)$$
$$= 13331 \qquad (1.3.4)$$

أو حوالي ١٣٣٣١ مليون دينار، لذا، بناءً على قيمة الناتج المحلي الإجمالي، فإن متوسط توقع نفقات الاستهلاك حوالي ١٣٣٣١ مليون دينار، وكانت القيمة الفعلية لنفقات الاستهلاك في عام ٢٠٠٨ تساوي ١٢٧٢٦,٤ مليون دينار. وكان النموذج المقدر (١-٣-٣) أكبر من المتوقع من نفقات الاستهلاك الفعلي بنحو ٦٠٥ مليون دينار. ويمكننا القول بأن خطأ التوقع حوالي ٦٠٥ مليون دينار، وهي عبارة عن ٣,٣٪ من قيمة الناتج المحلي الإجمالي الفعلي لعام ٢٠٠٨، وعندما نناقش نموذج الانحدار الخطي في الفصول اللاحقة، سنحاول معرفة ما إذا كان مثل هذا الخطأ هو "صغير" أو "كبير" ولكن ما هو مهم الآن هو ملاحظة أن هذه التوقعات لا تخلو أخطاء نظراً للطبيعة الإحصائية لتحليلنا.

هناك استخدام آخر للنموذج المقدر (I.3.3). لنفترض أن مجلس الوزراء قرر إجراء تخفيض على ضريبة الدخل. ماذا سيكون تأثير هذه السياسة على الدخل وبالتالي على الإنفاق الاستهلاكي وبالتالي على العمالة؟

نفترض أن نتيجة هذا التغيير في السياسة المقترحة، تكون زيادة النفقات الاستثمارية. ماذا سيكون التأثير على الاقتصاد؟ وكما تبين نظرية الاقتصاد الكلي، أن التغير في الدخل يتبع التغير في الإنفاق الاستثماري المعطى بمضاعف الدخل الذي يعرف بأنه:

$$M = \frac{1}{1 - MPC} \qquad (1.3.5)$$

إذا استخدمنا الميل الحدي للاستهلاك الذي تم الحصول عليه ٠,٧٥ في (I.3.3)، يصبح المضاعف M=4. وهذا يعني أن زيادة (نقصان) دينار من الاستثمار سوف يؤدي في نهاية المطاف إلى أربع أضعاف الزيادة (النقص) في الدخل، علماً بأن الأمر يتطلب بعض الوقت للمضاعف ليعمل.

القيمة الحرجة في هذا الحساب هي الميل الحدي للاستهلاك، والمضاعف يعتمد على ذلك. ويمكن الحصول على هذا التقدير من الميل الحدي للاستهلاك من نماذج الانحدار مثل (I.3.3). وهكذا، فإن التقدير الكمي للميل الحدي للاستهلاك يوفر معلومات قيّمة لأغراض السياسة. ومن معرفة الميل الحدي للاستهلاك يمكن للمرء التنبؤ بمسار مستقبل الإيرادات والنفقات والاستهلاك والعمالة في أعقاب حدوث تغيير في السياسات المالية للحكومة.

٨. استخدام النموذج لأهداف الرقابة أو السياسة الاقتصادية

لنفترض لدينا تقدير دالة الاستهلاك المعطاة ب (I.3.3)، ولنفترض أن الحكومة تعتقد أن الإنفاق الاستهلاكي حوالي ١٣٠٠٠ دينار الذي يُبقي معدل البطالة عند مستواه (٢٠٠٨) البالغ نحو ١٢,٧٪. فما هو مستوى الدخل الذي يضمن المبلغ المستهدف من الإنفاق الاستهلاكي؟

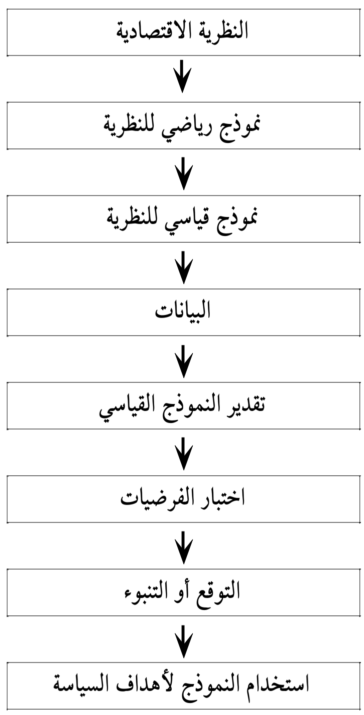
إذا كانت النتائج الواردة في الانحدار (١-٣-٣) تبدو معقولة، وبعملية حسابية بسيطة تبين أن:

$$13000 = -273.416 + 0.7498\ X_i \qquad (1.3.6)$$

الذي يعطي X = ١٧٧٠٣ تقريباً. فإن مستوى الدخل ١٧٧٠٣ مليون دينار، وميل حدي للاستهلاك حوالي ٠,٧٥، سوف ينتج نفقات حوالي ١٣٠٠٠ بليون دينار.

كما تشير هذه الحسابات، يمكن استخدام النموذج المقدر بهدف المراقبة أو السياسة. وبمزيج مناسب من السياسات المالية والنقدية، يمكن للحكومة التعامل بالمتغير X لإنتاج المستوى المنشود لمتغير الهدف Y.

الشكل رقم (١-٤) يلخص تشريح نماذج الاقتصاد القياسي الكلاسيكية.



شكل ١-٤ تحليل بناء نموذج قياسي

١-٤- أنواع البيانات الاقتصادية

يعرض هذا الجزء أنواع البيانات المستخدمة من قبل الاقتصاديين وهي مجموعة متنوعة ونصف أهم هياكل البيانات المستخدمة في الأعمال التطبيقية.

١-٤-١- بيانات السلاسل الزمنية

تتألف مجموعة بيانات السلسلة الزمنية مشاهدات متغير أو متغيرات خلال الزمن. ومن الأمثلة على بيانات السلسلة الزمنية أسعار الأسهم، وعرض النقد، ومؤشر أسعار المستهلك، والناتج المحلي الإجمالي، ومعدلات جرائم القتل السنوية، وأعداد مبيعات السيارات. ولأن الأحداث الماضية يمكن أن تؤثر في الأحداث المقبلة، فإن إبطاء السلوك سائد في العلوم الاجتماعية، ويعد الزمن مهماً في سلسلة بيانات محددة. وخلافاً لترتيب البيانات المقطعية، فإن التسلسل التاريخي لترتيب مشاهدات سلسلة زمنية يحتمل أن ينقل معلومات مهمة.

سمات بيانات السلسلة الزمنية تجعلها أكثر صعوبة من تحليل البيانات المقطعية، ويفترض أن تكون مستقلة عبر الزمن. ومعظم السلاسل الزمنية الاقتصادية وغيرها من السلاسل الزمنية كثيراً ما ترتبط ارتباطاً قوياً مع تاريخها السابق. على سبيل المثال، معرفة شيء عن الربع الأخير للناتج المحلي الإجمالي يخبرنا عن نطاق محتمل من الناتج المحلي الإجمالي خلال هذا الربع، لأن الناتج المحلي الإجمالي يميل للاستقرار من ربع إلى آخر. ويمكننا استخدام معظم إجراءات الاقتصاد القياسي للبيانات المقطعية وللسلاسل الزمنية، وأكثر ما يجب القيام به تحديد نماذج الاقتصاد القياسي لسلسلة زمنية من البيانات يمكن تبرير أساليب الاقتصاد القياسي المعيارية. وبالإضافة إلى ذلك، أدخلت تعديلات على أساليب الاقتصاد القياسي المتقدمة لحساب واستخدام السلاسل الزمنية والاقتصادية لمعالجة قضايا أخرى، مثل حقيقة احتواء بعض المتغيرات الاقتصادية على اتجاهات واضحة مع مرور الزمن.ميزة أخرى لبيانات السلسلة الزمنية هو جمع البيانات تواتر البيانات الاقتصادية، وأكثر السلاسل شيوعاً هي اليومية والأسبوعية والشهرية والفصلية والسنوية. مثلاً تسجل أسعار الأسهم في فترات يومية (ما عدا

الجمعة والسبت). وعرض النقد في الاقتصاد الأميركي أسبوعي. ويتم جدولة العديد من سلاسل الاقتصاد الكلي بشكل شهري، بما في ذلك التضخم ومعدلات التوظيف، والناتج المحلي الإجمالي كل ثلاثة أشهر، وغيرها من السلاسل الزمنية.

ومن الأمثلة على السلاسل الزمنية الجدول رقم (١-٢) الذي يتضمن سلسلة قيمة المستوردات الخاضعة للرسوم الجمركية وقيمة الرسم الجمركية بالمليون دينار، وكما يلي:

جدول رقم (١-٢)
المستوردات الخاضعة للرسوم والرسوم الجمركية المتحقق عليها (مليون دينار)

السنة	المستوردات الخاضعة للرسوم الجمركية	الرسوم الجمركية
٢٠٠٣	٨٥٧,١	١٦٢,٦
٢٠٠٤	١١٠٠,٦	٢١١,٦
٢٠٠٥	١١٩٤,٦	٢٥٤,٧
٢٠٠٦	١٣٥٧,٠	٢٨٠,٣
٢٠٠٧	١٤٦٧,٢	٢٧٩,٠
٢٠٠٨	١٣٩٠,٥	٢٥٤,٥
٢٠٠٩	١١٧٤,٥	٢٣٧,٥
٢٠١٠	١٠٦٦,٠	٢٣٥,٥

المصدر: دائرة الجمارك الأردنية، بيانات غير منشورة.

١-٤-٢- البيانات المقطعية

تتكون مجموعة البيانات المقطعية من عينة الأفراد والأسر والشركات والمدن والمحافظات والدول، أو مجموعة متنوعة من الوحدات الأخرى التي اتخذت في نقطة معينة من الزمن. وفي بعض الأحيان لا تتوافق بيانات جميع الوحدات مع نفس الفترة الزمنية بالضبط. فعلى سبيل المثال، قد يتم مسح عدة أسر خلال أسابيع مختلفة في السنة، وفي تحليل عينة مقطعية بحته، فإننا نتجاهل أي اختلافات طفيفة في توقيت جمع البيانات. فإذا استطلعنا مجموعة من الأسر خلال أسابيع مختلفة من السنة نفسها فإننا ننظر إلى هذه البيانات باعتبارها مجموعة مقطعية.سمة هامة للبيانات المقطعية، أنه يمكن في كثير من الأحيان الحصول عليها عن طريق أخذ عينات عشوائية

من السكان؛ على سبيل المثال، إذا حصلنا على معلومات عن الأجور، والتعليم، والخبرة، وغيرها من الخصائص بشكل عشوائي من ٥٠٠ شخص من السكان القادرين على العمل، سيكون لدينا عينة عشوائية من السكان من جميع فئات الشعب العاملة.

في بعض الأحيان، قد تكون العينات العشوائية غير مناسبة لتحليل البيانات المقطعية. فعند دراسة العوامل التي تؤثر على تراكم الثروة العائلية، يمكننا مســح عينة عشوائية من الأسر، إلا أن بعض الأسر قد ترفض تقديم معلومات عن ثرواتهم، إذاً، بعض العائلات الأكثر ثراءً هم أقـل استعـداداً لإعطاء معلومات عن ثرواتهم، ولا تصبح العينة الخاصة بالثروة عينة غير عشوائية للسكان من جميع الأسر. هذا مثال على مشكلة اختيار عينة.

انتهاك آخر لأخذ العينات العشوائية يحدث عندما تكن العينة كبيرة بالنسبة لعدد السكان، لا سيما المتعلقة بوحدات جغرافية. والمشكلة المحتملة في مثل هذه الحالات أن لا يكون عدد السكان كبيراً بما يكفي لأخذ مشاهدات مستقلة. على سبيل المثال، إذا كنا نريد شرح نشاط تجاري جديد بين الدول بوصفه دالة في معدلات الأجور، وأسعار الطاقة، ومعدلات الضريبة على الشركات والممتلكات، والخدمات المقدمة، ونوعية القوى العاملة، وغيرها من الخصائص الأخرى، فمن غير المرجح أن تكون الأنشطة التجارية القريبة (جغرافياً) من بعضها مستقلة عن بعضها.

تستخدم البيانات المقطعية على نطاق واسع في الاقتصاد والعلوم الاجتماعية الأخرى: تحليل البيانات المقطعية في مجالات الاقتصاد الجزئي التطبيـقي مثل اقتصاديات العمل، والمالية العامة، وتنظيم الصناعة والاقتصاد في المناطق الحضرية، والديموغرافيا، والاقتصاد الصحي. حيث تكون البيانات عن الأفراد والأسر والشركات والمدن عند نقطة معينة من الزمن هي مهمة لاختبار فرضيات الاقتصاد الجزئي وتقييم السياسات الاقتصادية.

يمكن تمثيل البيانات المقطعية المستخدمة في التحليل الاقتصادي القياسي على شكل الجدول (١-٣) الذي يحتوي على بيانات مقطعية ل ٥٢٦ مجموعة أفراد عملوا في عام ١٩٧٦. وتشمل المتغيرات الأجور (دينار لكل ساعة)، سنوات التعليم، سنوات خبرة قوة العمل المحتملة، مؤشر للنوع، الحالة الاجتماعية. وهذان المتغيران السابقان هما ثنائي (صفر، واحد) للإشارة إلى الميزات النوعية للفرد (الشخص هو أنثى أم لا؛ الشخص متزوج أم لا).

متغير المشاهدة في الجدول (١-٣) هو رقم المشاهدة المخصصة لكل شخص في العينة، وخلافاً للمتغيرات هو ليس سمه من سمات الفرد. ويشير الإقتصاد القياسي وحزم برمجيات الإحصاء إلى عدد المشاهدات لكل وحدة بيانات، وأن ترتيب البيانات لا يعطي أهمية للشخص الموصوف كالمشاهدة ١، أو المشاهدة ٢، و ... . حقيقة أن ترتيب البيانـات لا يهم تحليل الاقتصاد القياسي وهو سمة أساسية من سمات البيانات المقطعية وتم الحصول عليها من عينات عشوائية.

جدول رقم ١-٣

بيانات مقطعية عن الأجور والخصائص الفردية الأخرى

المشاهدة	الأجور	التعليم	الخبرة	النوع	الحالة الاجتماعية
١	٣,١٠	١١	٢	١	٠
٢	٣,٢٤	١٢	٢٢	١	١
٣	٣,٠٠	١١	٢	٠	٠
٤	٦,٠٠	٨	٤٤	٠	١
٥	٥,٣٠	١٢	٧	٠	١
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
٥٢٥	١١,٥٦	١٦	٥	٠	١
٥٢٦	٣,٥٠	١٤	٥	١	٠

مقارنة بما ورد أعلاه، يتعامل الباحثون عادة مع بيانات تختص بوحدات فردية مثل شركات أو أشخاص أو دول كاستقصاء علماء التمويل للنظريات المتعلقة بتوزيع المحافظ المالية والقدرة على جمع بيانات عن العائد المتحقق لأسهم شركات مختلفة، ولا يوجد أي اعتبار لترتيب البيانات المقطعية (لا تشبه البيانات السلاسل الزمنية).

سوف نستخدم الرمز Y_i ليشير إلى مشاهدات المتغير Y للشخص i، ومشاهدات البيانات المقطعية تقع بين $i=1$ و N التي تشير إلى عدد وحدات البيانات المقطعية مثل عدد الشركات في الدراسة، مثلاً يجمع الباحث بيانات عن سعر السهم لمائة شركة $(N=100)$ خلال نفس الفترة الزمنية، وفي هذه الحالة يساوي Y_1 سعر سهم الشركة الأولى ويساوي Y_2 سعر سهم الشركة الثانية، ... وهكذا.

١-٤-٣- البيانات المقطعية المجمعة

بعض البيانات لها ميزة مقطعية وزمنية؛ لنفترض على سبيل المثال أن دائرة الإحصاءات العامة أجرت مسح نفقات ودخل الأسرة في عام ٢٠٠٢/ ٢٠٠٣ في الأردن وآخر في عام ٢٠٠٦. شمل الاستطلاع في عام ٢٠٠٢/ ٢٠٠٣ عينة عشوائية من الأسر بمتغيرات تمثل خصائص المسكن وخصائص الأسرة وأفرادها والدخل والإنفاق والأهمية النسبية للسلع والخدمات، وفي عام ٢٠٠٦ تم أخذ عينة عشوائية من أسر جديدة واستخدمت نفس أسئلة الاستطلاع، فإذا أردنا زيادة حجم العينة نستطيع تشكل بيانات مقطعية **مجمعة** pooled cross section من خلال الجمع بين بيانات العامين.

جدول رقم ١-٤

بيانات مقطعية مجمعة: أسعار المساكن لعامين

رقم المشاهدة	السنة	ثمن الشقة	ضريبة المسقفات	المساحة م^2	عدد غرف النوم	عدد الحمامات
١	٢٠٠٣	٤٢٠٠٠	١٢٠	١٨٠	٤	٣
٢	٢٠٠٣	٣٧٥٠٠	١٠٥	١٦٠	٤	٢
٣	٢٠٠٣	٣٥٠٠٠	١٠٠	١٥٠	٣	٢
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
٢٥٠	٢٠٠٣	٢٤٣٠٠	٨٠	١٢٠	٢	٢
٢٥١	٢٠٠٦	٦٥٠٠٠	١١٥	١٣٠	٢	٢
٢٥٢	٢٠٠٦	٨٠٠٠٠	١٣٧	١٦٠	٣	٣
٢٥٣	٢٠٠٦	٩٧٥٠٠	١٥٠	١٨٠	٤	٣
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
٥٢٠	٢٠٠٦	٥٧٢٠٠	١١٠	١٢٢	٢	١

وغالباً ما تكون البيانات المقطعية التجميعية لسنوات مختلفة وسيلة فعالة لتحليل آثار سياسة حكومية جديدة. والفكرة هي جمع البيانات لسنوات قبل وبعد تغيير السياسات. فعلى سبيل المثال أخذت البيانات التالية لأسعار المساكن في ٢٠٠٢/ ٢٠٠٣ وفي ٢٠٠٦ قبل وبعد احتلال العراق في عام ٢٠٠٣. لنفترض لدينا بيانات عن ٢٥٠ منزلاً في عام ٢٠٠٢/٢٠٠٣ وبيانات عن ٢٧٠ منزلاً في عام ٢٠٠٦ كما هي عليه في الجدول (١-٤).

المشاهدات من ١ إلى ٢٥٠ تتعلق بالمنازل المباعة في ٢٠٠٢/٢٠٠٣، والمشاهدات من ٢٥١ إلى ٥٢٠ تتعلق بـ ٢٧٠ منزلاً بيع في ٢٠٠٦. وترتيب المشاهدات لكل سنة غير مهم، أما وجود السنة لكل ملاحظة يكون بالغ الأهمية؛ لهذا السبب تكون السنة كمتغير مستقل.

يتم تحليل البيانات المقطعية المجمعة مثل البيانات المقطعية القياسية، إلا أنه غالباً ما نحتاج إلى مراعاة اختلاف المتغيرات خلال الزمن، إضافة إلى أنه في حالة زيادة حجم العينة، فإن تحليل البيانات المقطعية المجمعة يظهر كيفية تغير العلاقة خلال الزمن.

١-٤-٤- حزم بيانات السلاسل الزمنية المقطعية (المجمعة) Panel Data أو البيانات الطولية Longitudinal Data

حزم سلاسل البيانات الزمنية المقطعية (أو البيانات الطولية) هي مجموعة تتألف من سلسلة زمنية لكل مجموعة بيانات مقطعية في مجموعة البيانات. افترض على سبيل المثال أنه يتوفر لدينا بيانات عن الأجور، والتعليم، والتاريخ الوظيفي لمجموعة أفراد متتابعة على مدى فترة عشر سنوات، أو قد نقوم بجمع المعلومات، مثل الاستثمار والبيانات المالية، حول نفس المجموعة من الشركات على مدى فترة زمنية مدتها خمس سنوات. كأن يكون لدينا حزمة بيانات لوحدات جغرافية، مثل جمع بيانات عن نفس المحافظات الأردنية تخص النشاط الصناعي، ومعدلات الضرائب، ومعدلات الأجور، والنفقات الحكومية، ... إلخ، للسنوات ٢٠٠٠ و ٢٠٠١ و ٢٠٠٢ كما يلي:

جدول رقم ١-٥ بيانات السلاسل الزمنية المقطعية					
المحافظة	السنة	Y	X1	X2	**X3**
١	٢٠٠٠	٦,٠	٧,٨	٥,٨	١,٣
١	٢٠٠١	٤,٦	٠,٦	٧,٩	٧,٨
١	٢٠٠٢	٩,٤	٢,١	٥,٤	١,١
٢	٢٠٠٠	٩,١	١,٣	٦,٧	٤,١
٢	٢٠٠١	٨,٣	٠,٩	٦,٦	٥,٠
٢	٢٠٠٢	٠,٦	٩,٨	٠,٤	٧,٢
٣	٢٠٠٠	٩,١	٠,٢	٢,٦	٦,٤
٣	٢٠٠١	٤,٨	٥,٩	٣,٢	٦,٤
٣	٢٠٠٢	٩,١	٥,٢	٦,٩	٢,١

الميزة الرئيسية التي تميز حزم البيانات الزمنية المقطعية عن البيانات المقطعية المجمعة هي أن نفس البيانات المقطعية (الأفراد والشركات، أو المحافظات) مرتبة خلال فترة زمنية معينة. والبيانات الواردة في الجدول ١-٤ لا تعتبر حزم بيانات مجموعة المنازل المباعة وتكون مختلفة في عامي ٢٠٠٢/٢٠٠٣ و ٢٠٠٦، وإذا كانت البيانات مكررة، ومنها عدد صغير غير مهم. وفي المقابل، جدول ١-٥ يحتوي على بيانات حزم بيانات اقتصادية لعشر سنوات لعشر دول.تتضمن الناتج المحلي الاجمالي والادخار وعدد السكان.

مثلاً تتضمن بعض قواعد البيانات سلاسل زمنية وبيانات مقطعية بنفس الوقت وتسمى بـ "حزم بيانات السلاسل الزمنية المقطعية المجمعة *Panel Data* " مثل بيانات عشرة دول خلال الفترة ١٩٩٠-١٩٩٩ للمتغير $Y = GDP$، فقاعدة البيانات تتضمن قيمة الناتج المحلي الإجمالي GDP لكل للدولة في عام ١٩٩٠ يتبعها GDP لنفس الدولة في عام ١٩٩١ و ... وهكذا، خلال الفترة T سنة وبذلك يكون عدد المشاهدات الكلية NT للمتغير Y، وسوف نستخدم الرمز Y_{it} لتشير إلى مشاهدات المتغير Y للدولة i في الزمن t، فعلى سبيل المثال، تجري الحكومة مسوح عن عدة أشخاص تسألهم حول العمل، والدخل، والتعليم، ... الخ، وفي مثل هذه المسوح يُعد اقتصاديو العمل Y =الأجور لألف فرد $(N = 1000)$ للفترة $T =$ ٥ سنوات.

جدول رقم (١-٥) بيانات سلاسل زمنية مقطعية مجمعة: بيانات اقتصادية لبعض الدول

name	code	year	gdp	save	pop
Albania	1	1990		21.0	1.6
Albania	1	1991	-11.4	-13.0	-0.2
Albania	1	1992	-27.6	-75.4	-1.6
Albania	1	1993	-5.7	-33.7	-1.4
Albania	1	1994	11.2	-9.9	0.2
Albania	1	1995	9.2	-3.9	1.2
Albania	1	1996	7.6	-11.8	1.3
Albania	1	1997	7.7	-9.3	1.2
Albania	1	1998	-8.1	-6.7	1.1
Albania	1	1999		-1.7	1.1
Algeria	2	1990	2.3	27.5	2.5
Algeria	2	1991	-3.7	36.7	2.4
Algeria	2	1992	-3.6	32.4	2.4
Algeria	2	1993	-0.8	27.8	2.3
Algeria	2	1994	-4.4	27.0	2.2
Algeria	2	1995	-3.3	28.4	2.2
Algeria	2	1996	1.6	31.4	2.2
Algeria	2	1997	1.6	32.2	2.2
Algeria	2	1998	-1.0	27.1	2.1
Algeria	2	1999	1.4	31.7	2.1
Angola	3	1990	-2.4	29.7	3.1
Angola	3	1991	-3.3	16.2	3.9
Angola	3	1992	-3.1	1.7	3.6
↓		↓	↓	↓	↓
Angola	3	1998	3.5	32.5	2.9
Angola	3	1999	-2.9		2.9
Argentina	4	1990	-8.8	19.7	1.3
Argentina	4	1991	-3.7	16.2	1.3
↓		↓	↓	↓	↓
Argentina	4	1999	-4.7	17.2	1.2
Bahrain	9	1990	-2.1	42.4	2.8
Bahrain	9	1991	-1.5	35.7	1.0
Bahrain	9	1992	3.5	33.0	2.1
Bahrain	9	1993	5.5	35.9	3.4
Bahrain	9	1994	4.7	31.9	3.7
Bahrain	9	1995	-1.2	36.9	3.5
Bahrain	9	1996	-1.3	40.1	3.7
Bahrain	9	1997	-0.6	42.1	3.4
Bahrain	9	1998	-0.3		3.6
Bahrain	9	1999			3.3
Bangladesh	10	1990	0.4	9.7	2.0
Bangladesh	10	1991	4.5	11.4	1.8
Bangladesh	10	1992	1.4	12.6	1.7
Bangladesh	10	1993	3.3	12.9	1.6
Bangladesh	10	1994	3.0	13.6	1.5
Bangladesh	10	1995	2.3	13.0	1.6
Bangladesh	10	1996	3.9	12.4	1.6
Bangladesh	10	1997	3.3	14.6	1.6
Bangladesh	10	1998	3.6	16.7	1.6
Bangladesh	10	1999	2.6	16.7	1.6

١-٤-٥- تحويل البيانات: المستويات Levels ومعدلات النمو Growth rates

خذ بشكل عام بيانات خام من أحد المصادر وحولها إلى أشكال مختلفة للتحليل التطبيقي، حيث يأخذ اقتصاديو التمويل البيانات الخام للمتغيرات: X = أرباح الشركات و W = عدد الأسهم، ولإنشاء متغير جديد Y = حصة السهم من الأرباح سيكون التحويل كما يلي:

$$Y = \frac{X}{W}$$

تعتمد طبيعة التحويل على طبيعة المشكلة التي لدينا، ومن الصعوبة تقديم توصيات عامة حول تحويل البيانات، ومن المفيد تقديم بعض التحويلات التي تخص بيانات السلاسل الزمنية.

أما دوافع التحويل تعتمد على طبيعة الحالة، حيث لا يهتم علماء الاقتصاد الكلي واقتصاديو التمويل بالمتغيرات مباشرة مثل الناتج المحلي الإجمالي، إنما يهتموا بكيفية تغيّره خلال الزمن، فاقتصاديو التمويل في العديد من الحالات لا يهتموا بأسعار الأصول، لكن بكيفية تغير سعر الأصل خلال الزمن، أفرض على سبيل المثال، أحد اقتصاديي التمويل لديه بيانات سنوية عن سعر سهم شركة البوتاس العربية خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠١٠ (بيانات ٢١ سنة) Y_t حيث t = ١ إلى ٢١، ويشير المتغير إلى المستوى (مستوى أسـعار الأسـهم) إلا أن اهتمام الناس ينصب على نمو أسعار الأسهم، وأبسط طريقة لقياس النمو نأخذ سلسلة أسعار الأسهم ونحسب نسبة التغيّر لكل سنة، وبذلك تحسب نسبة التغير لسعر السهم بين الفترة $t-1$ و t حسب الصيغة التالية:

$$\text{نسبة التغير (٪)}\quad \%\Delta = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \times 100$$

يجدر الانتباه أن النسبة لها مدى زمني مثل التغير بين الفترة $t-1$ و t، فعلى سبيل المثال، البيانات السنوية لها نسب تغير سنوي والبيانات الشهرية لها نسب تغيّر شهري، ... الخ، وفي بعض الأحيان يكون من المناسب أخذ اللوغاريتم الطبيعي للمتغير، وباستخدام خصائص اللوغاريتم فإن نسبة تغير المتغير تساوي تقريباً:

$$\text{نسبة التغير (٪)}\quad \%\Delta \approx \left[ln(Y_t) - ln(Y_{t-1}) \right] \times 100$$

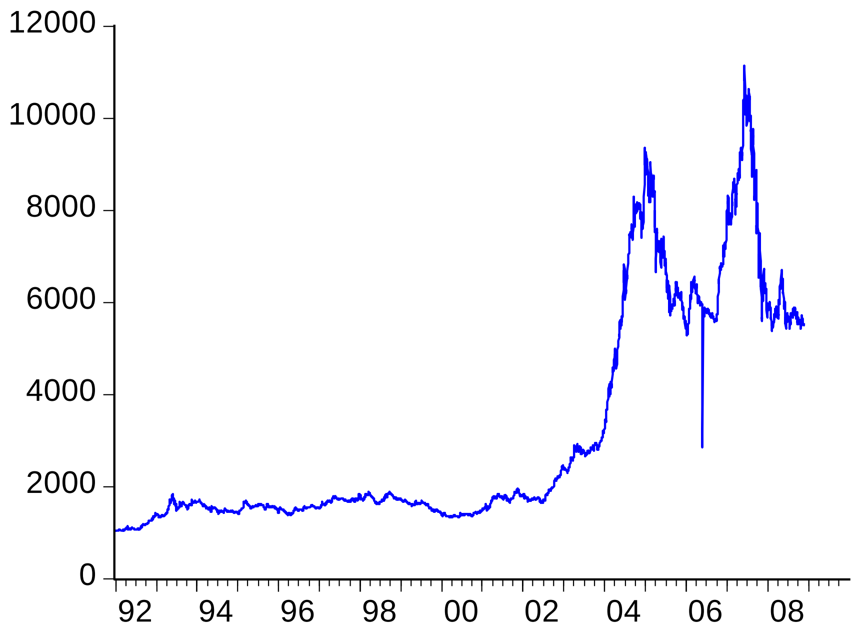
عادة يتم الضرب في ١٠٠ (100×) حيث أن ٥٪ تكون ٠,٠٥، وعـادة مـا تشير نسـبة تغير أسـعار الأصول إلى نمو الأسـعار أو التغير في الأسعار، وعادة ما يستخدم مفهوم التغيّر في الاقتصاد الكلي كدراسات نمو الناتج المحلي الإجمالي بدلاً من مستوى الناتج المحلي الإجمالي، أو التضخم الذي هو تغيّر في مستوى الأسعار، ومن المهم التمييز بين المستوى Level ومعدل نمو المتغيرات Growth rate.

١-٥- التعامل مع البيانات: أسلوب الرسم البياني

من المهم تلخيص البيانات وتقديمها بصورة سهلة معبرة عن واقعها، ومن غير الممتع تقديم البيانات بصورتها الأصلية، وأفضل الوسائل لعرض البيانات هي الأشكال البيانية والجداول، وبما أن معظم البيانات الاقتصادية هي سلاسل زمنية أو بيانات مقطعية، لذا سنقدم أبسط الطرق لرسم البيانات وهي التالية:

١-٥-١- رسم السلاسل الزمنية

رسمت بيانات السلاسل الزمنية اليومية لسوق عمان المالي للفترة من ١٩٩٢/١/١ إلى ٢٠٠٩/١٢/٣١ بالشكل أدناه الذي يشير إلى شكل السلاسل الزمنية التي تحوي ٤٤٠٩ مشاهدة ومن غير المناسب عرضها كبيانات خام، ويستطيع القارئ أخذ الفكرة الرئيسية من البيانات من خلال إلقاء نظرة على الشكل البياني؛ والذي يبين أن البيانات كانت مستقرة خلال الفترة من عام ١٩٩٢ ولغاية عام ٢٠٠٣ ثم أصبحت تتزايد بشكل متذبذب خلال الفترة من عام ٢٠٠٤ ولغاية منتصف عام ٢٠٠٨ ثم انخفضت بشكل حاد نتيجة الأزمة الاقتصادية العالمية وما تلاها من انهيارات في البورصات العالمية وارتفاع أسعار النفط بشكل حاد وأزمة البورصة المحلية التي أدت إلى خسارة المواطنين مبالغ طائلة نتيجة عمليات الخداع التي ارتكبت من قبل بعض مكاتب البورصات الوهمية وانعكاساتها على بورصة عمان.



ا-٥-٢-الشكل البياني Histogram

يظهر رسم بيانات السلاسل الزمنية طبيعة تغيرها خلال الزمن، أما في حالة البيانات المقطعية يكون من غير المناسب رسمها كما هو الحال في الحالة السابقة، وعلينا تلخيصها بطرق مختلفة. فعلى سبيل المثال، الحصول على بيانات مقطعية لحصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في عام ١٩٩٢ لـ ٩٠ دولة مقيّم بالدولار الأمريكي حسب القوة الشرائية التعادلية لسعر الصرف الذي يسمح بإجراء مقارنة بين الدول، علينـا تلخيص هذه البيانات من خلال شكل بياني *Histogram* ولإنشائه ابدأ باختيار فئات الطبقات أو فترات تقسيم الدول إلى مجموعات حسب حصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، مثلاً تختلف حصة الفرد من ٤٠٨ دولار في تشاد إلى ١٧٩٤٥ دولار في الولايات المتحدة، لذا سيتم تقسيم الفئات إلى: ٠-٢٠٠٠، ٢٠٠١-٤٠٠٠، ٤٠٠١-٦٠٠٠، ٦٠٠١-٨٠٠٠، ٨٠٠١-١٠٠٠٠، ١٠٠٠١-١٢٠٠٠، ١٢٠٠١-

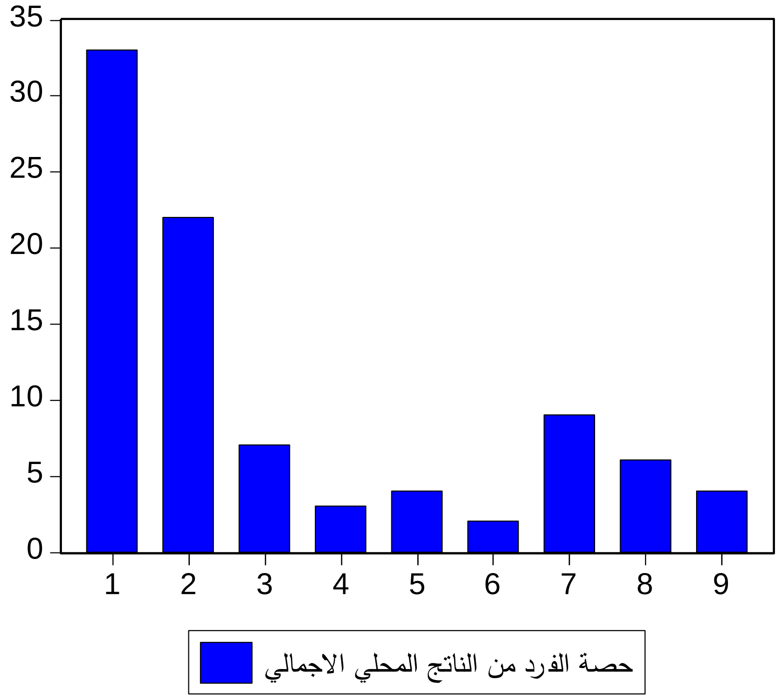
١٤٠٠٠، ١٤٠٠١-١٦٠٠٠، ١٦٠٠١-١٨٠٠٠ والقيم هي مقيمة بالدولار الأمريكي، وضمن هذه الفئات سيتم عد الدول التي يقع ناتجها المحلي ضمن هذه الفئات، مثلاً سبع دول يقع ناتجها المحلي بين ٤٠٠١ دولار و ٦٠٠٠ دولار، ويشير عدد الدول إلى تكرار تلك الفئة، والشكل البياني هو رسم أعمدة لتكرارات الطبقات.

يوضح الشكل التالي توزيع حصة الفرد من الناتج المحلي للبيانات المقطعية حسب الجدول الذي يوضح أعداد الدول لكل فئة، ونستطيع قراءته على أن ٣٣ دولة تقل حصة الفرد فيها عن ٢٠٠٠ دولار و ٢٢ دولة تزيد حصة الفرد عن ٢٠٠٠ دولار وتقل عن ٤٠٠٠ دولار وهكذا، ويشير السطر الأخير إلى أن ٤ دول حصة الفرد فيها بين ١٦٠٠٠ دولار و١٨٠٠٠ دولار.

يتم رسم نفس هذه المعلومات على شكل بياني يسمح بتلخيص توزيع حصة الفرد من الناتج المحلي بين الدول بنظرة سريعة، ونستطيع أن نرى من خلال الشكل أن العديد من الدول هي فقيرة جداً، إلا أن مجموعة من هذه الدول هي غنية (١٩ دولة تصل حصة الفرد فيها إلى أكبر من ١٢٠٠٠ دولار) والقليل من الدول تقع بين الدول الفقيرة والغنية أي يقع دخلها بين ٦٠٠١-١٢٠٠٠ دولار.

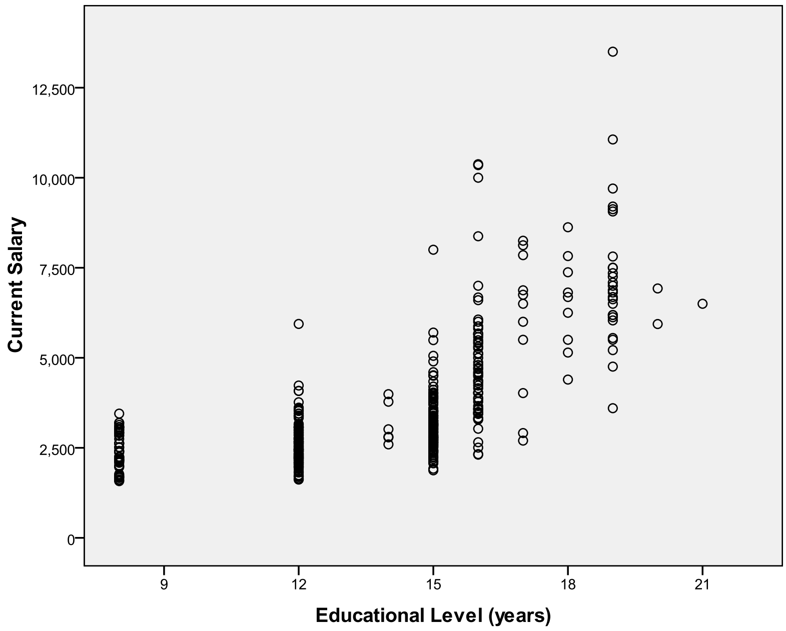
التوزيع التكراري لحصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي حسب الطبقات

فئة الطبقة	التكرار
٠-٢٠٠٠	٣٣
٢٠٠١-٤٠٠٠	٢٢
٤٠٠١-٦٠٠٠	٧
٦٠٠١-٨٠٠٠	٣
٨٠٠١-١٠٠٠٠	٤
١٠٠٠١-١٢٠٠٠	٢
١٢٠٠١-١٤٠٠٠	٩
١٤٠٠١-١٦٠٠٠	٦
١٦٠٠١-١٨٠٠٠	٤



١-٥-٣- خريطة XY

يهتم الاقتصاديون عادة بطبيعة العلاقة بين متغيرين اثنين أو أكثر كالعلاقة بين هيكل رأس المال (تمويل بالقروض، وعائد السهم) وأداء الشركة (الربح)، وارتفاع مستوى التعليم والخبرة بارتفاع الأجور بين العمال، وهل التغيّر في عرض النقد سينعكس على تغيّر التضخم؟ وهل اختلاف القوانين المالية يوضح لنا كيف تنمو بعض الدول بأسرع من غيرها؟ ...الخ، جميع هذه الأسئلة تشتمل على متغيرين مختلفين أو أكثر.يستخدم الأسلوب البياني لإيضاح العلاقة بين متغيرين اثنين، وتسمى خريطة *XY* وكذلك بشكل الانتشار، ويستخدم هذا الأسلوب لإعطاء تعبير مرئي سريع للعلاقة بين المتغيرين.



ملخص

ناقشنا في هذا الفصل التمهيدي هدف ونطاق التحليل الاقتصادي القياسي، واستخدام الاقتصاد القياسي في جميع ميادين الاقتصاد التطبيقي لاختبار النظريات الاقتصادية، وإبلاغ واضعي السياسات الحكومية والخاصة، والتنبؤ الاقتصادي. في بعض الأحيان، يشتق النموذج الاقتصادي القياسي من النموذج الاقتصادي، ولكن في حالات أخرى تستند النماذج الاقتصادية على المنطق الاقتصادي وعلى البدهيات. وأهداف أي تحليل اقتصادي تقدير معلمات النموذج واختبار الفرضيات لهذه المعلمات، وتحدد قيم واشارات المعلمات صلاحية نظرية اقتصادية وآثار سياسات معينة.

البيانات المقطعية، والسلاسل الزمنية، والبيانات المقطعية المجمعة، وحزم البيانات الزمنية المجمعة هي الأنواع الأكثر شيوعاً للبيانات التي يتم استخدامها في تطبيق الاقتصاد القياسي. ومجموعات البيانات التي تنطوي على البعد الزمني، مثل السلاسل الزمنية وحزم البيانات تتطلب معاملة خاصة بسبب ارتباط أغلب السلاسل الزمنية الاقتصادية خلال الزمن . وقضايا أخرى، مثلاً تنشأ الاتجاهات الزمنية والموسمية خلال تحليل بيانات السلاسل الزمنية وليس في تحليل البيانات المقطعية.

الفصل الثاني

مقدمة إلى Eviews

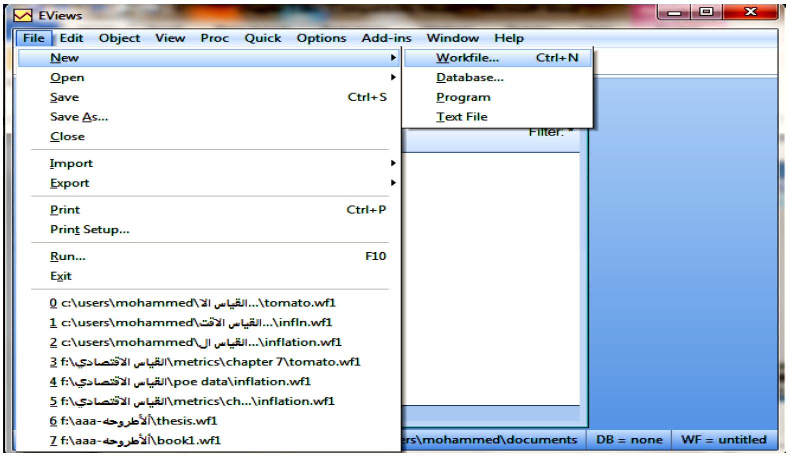
في هذا الفصل نتعلم كيف:

- وصف خطوات إنشاء ملف عمل
- استيراد وتصدير البيانات من وإلى ملفات مختلفة
- كيفية رسم الأشكال البيانية
- نحسب الإحصاء الوصفي

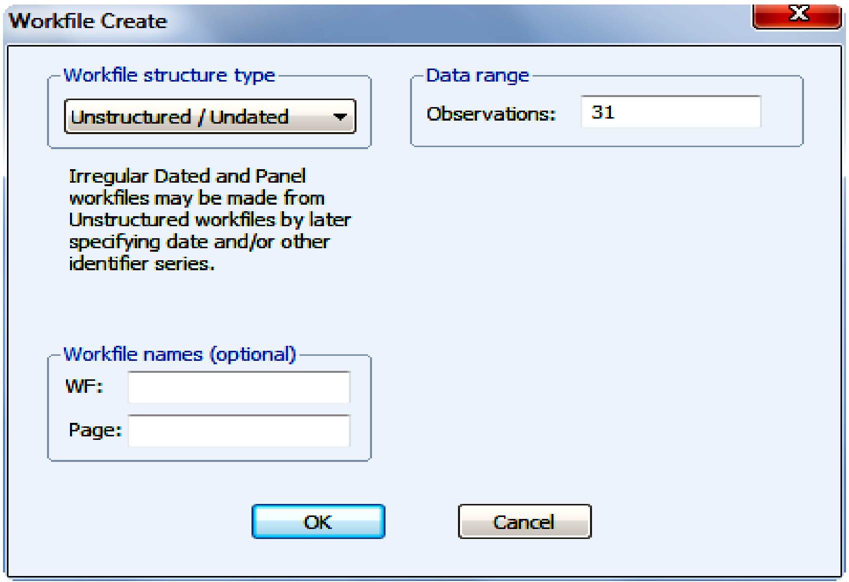
سنعرض في هذا الفصل أساسيات النسخة ٧ من Eviews وسنعمل على تمكينك من استخدام Eviews في الفصول اللاحقة من حل مسائل وأمثلة كاملة.

٢-١-إنشاء ملف عمل

الخطوة الأولى في Eviews هي إنشاء ملف workfile، باستخدام الخيار التالي: ***File/New/Workfile*** كما في الشكل التالي:



حدد دورية البيانات (سنوي، ربعي، ..) وتاريخ البداية وتاريخ النهاية. سنستخدم في المثال أدناه بيانات مقطعية cross-sectional data تتكون من ٣١ مشاهدة بدون تاريخ undated. اختر unstructured/ undated من خانة workfile structure type أدخل الرقم ٣١ في خانة Observation من Data Range لتحديد مدى المشاهدات.

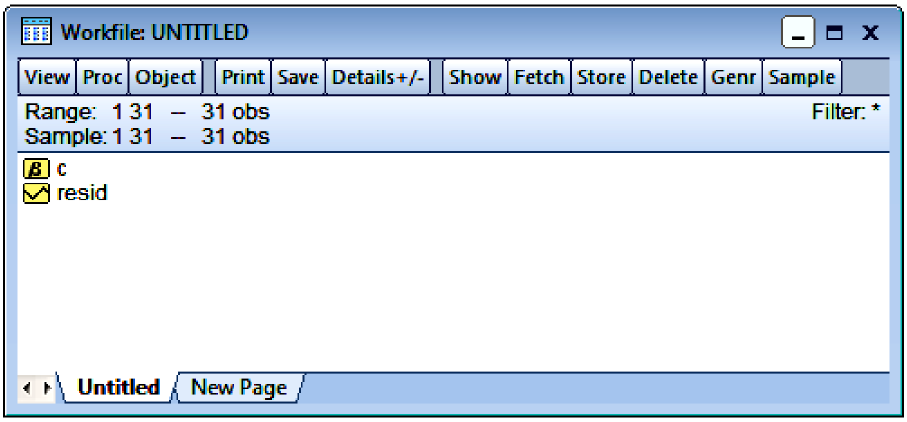


توصيف أشكال البيانات:

- سنوي ***Annual***: حدد السنة مثل ١٩٩٠، ٩٩٣، ٩٧. أما سنوات القرن الحادي والعشرين يمكن كتابتها بخانتين أو أربع خانات مثل ٠٠، ٠١، ٢٠٠١، ٢٠١٢، أما سنوات القرن العشرين ماقبل عام ١٩٣٠ يجبرك البرنامج أن تكتب السنة كاملة مثل ١٩١٦، ١٩٢١، أما سنوات ما قبل القرن العشرين يجب كتابتها كاملة كذلك مثل ١٨٤٧.
- ربع سنوي ***Quarterly***: السنة يتبعها نقطتان فوق بعضهما البعض (:) ورقم الربع مثل ١٩٩٤:١، ٦١:٣، ٢٠٠٩:٤.
- شهري ***Monthly***: السنة يتبعها نقطتان فوق بعضهما البعض ورقم الشهر مثل ١٩٦١:٣، ٢٠٠١:٩.

- أسبوعي أو يومي ***Weekly and daily***: تلقائياً عليك تحديد هذه التواريخ كرقم الشهر يتبعها نقطتان فوق بعضهما البعض يتبعهما رقم اليوم ثم نقطتان فوق بعضهما البعض يتبعهما السنة. استخدم شاشة ***Options/Dates-frequency***، كما أنك تستطيع عكس أمر اليوم والشهر بتحويلهما إلى النمط الأوروبي أو العربي مثل إدخال 5:9:96 التي تشير إلى أن البداية باليوم الخامس من شهر أيلول ١٩٩٦.

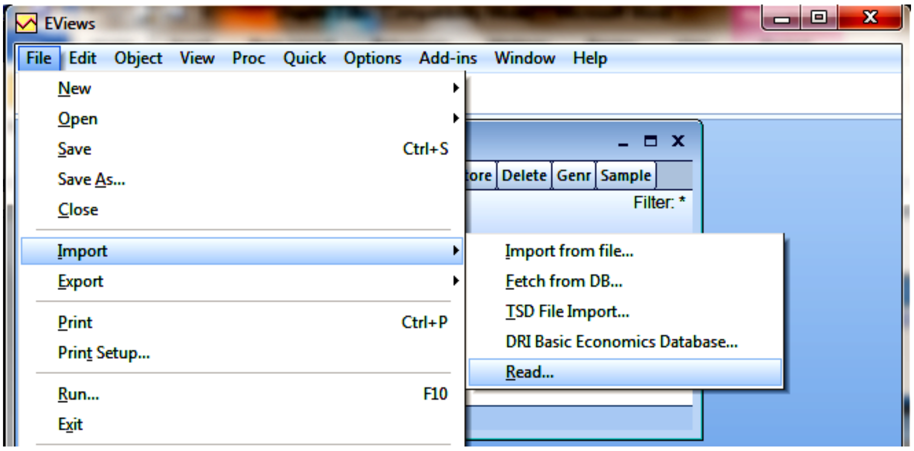
بعد الانتهاء من عرض المعلومات حول نوع الملف انقر OK سيظهر لك نافذة ملف العمل. لاحظ أن اسم الملف هو UNTITLED لأنه لم يخزن.



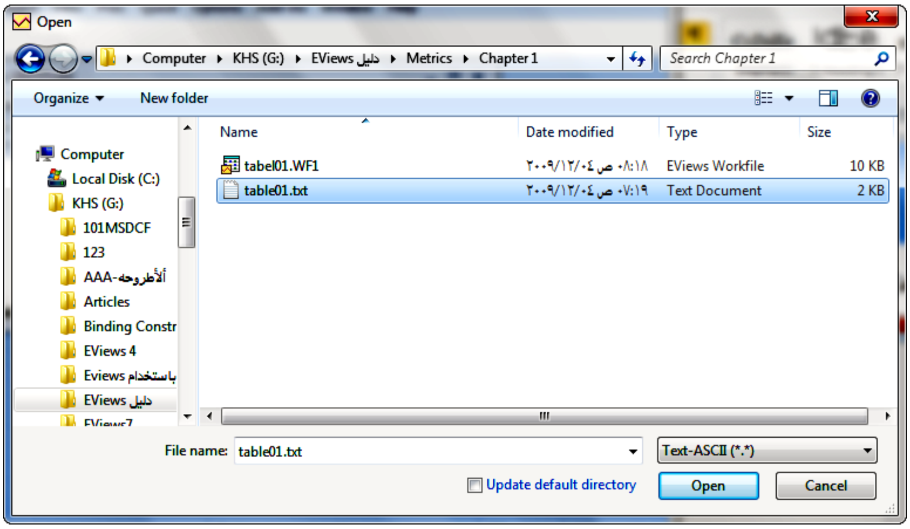
هناك أيقونتان في هذا الملف الجديد يعرضان شكلين يحتويهما كل ملف عمل هما: متجه أو مصفوفة المعاملات C وسلسلة البواقي RESID، والأيقونة الصغيرة على اليسار تعرض نوع الشكل: β لمصفوفة المعاملات وشكل السلسلة الزمنية للسلاسل الزمنية والهدف من الشكلين سيتم شرحه لاحقاً.

٢-٢- استيراد بيانات من ملف نصي (ASCII)

لاستيراد بيانات ملف نصي (ascii) أو ملف لوتس wks.* أو ملف اكسل xls.* أنقر على ***File/Import/Read***، وفي هذه الحالة سنستورد ملف ascii اسمه tabel01.

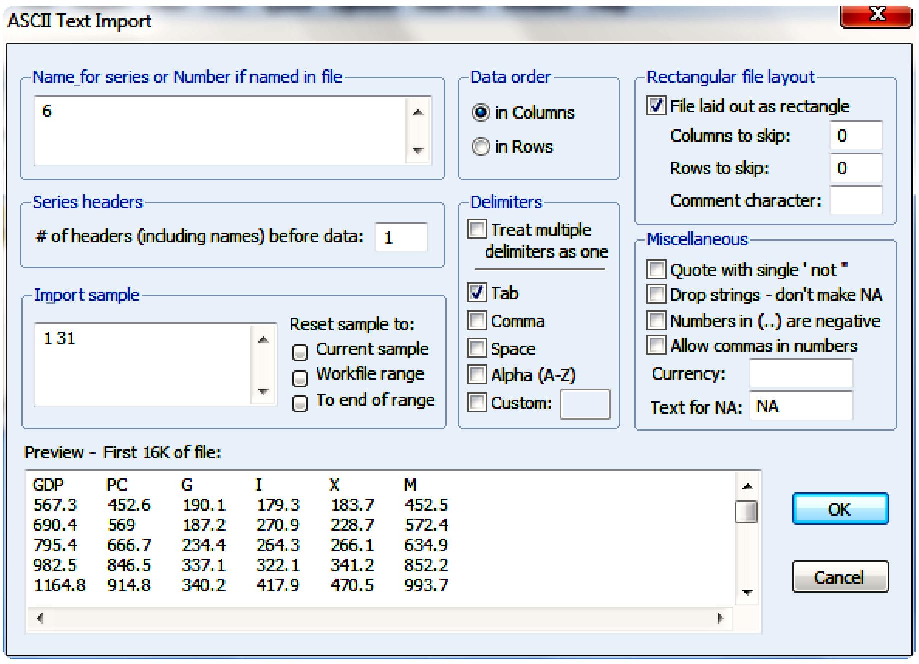


اختر الملف المطلوب وهو tabel01 وانقر Open.

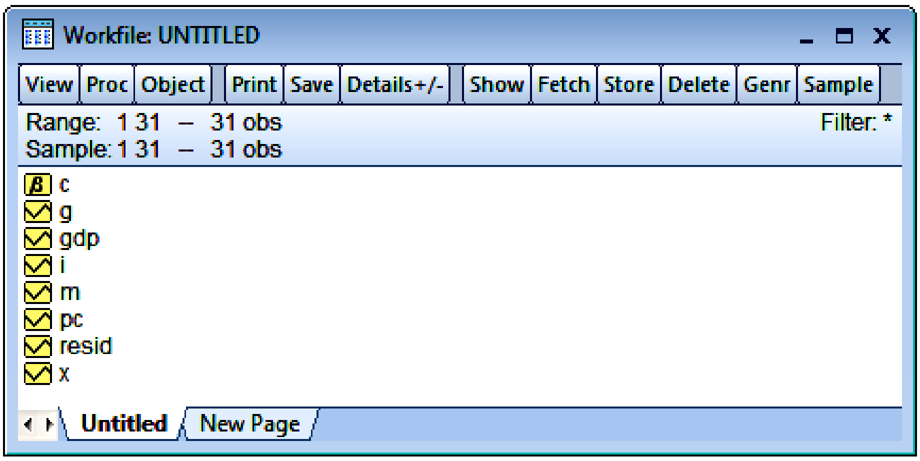


ستفتح الشاشة التالية، فإذا احتوى ملف البيانات أسماء المتغيرات في السطر الأول عليك أن تشير إلى عدد السلاسل التي يحتويها الملف (اكتب ٦ في المستطيل الأول على اليسار Name for series or Number if named in file)، وإذا لم يحتوي الملف أسماء المتغيرات فعليك إدخالها كما يظهر (يجب عليك النظر إلى محتويات ملف البيانات قبل استيراده)، وفي هذا المثال سنستورد مكونات الناتج المحلي الأردني خلال الفترة ١٩٧٦-٢٠٠٦ وهذا الملف يحتوي المتغيرات التالية: الناتج المحلي الإجمالي GDP، واستهلاك القطاع الخاص PC، واستهلاك القطاع الحكومي

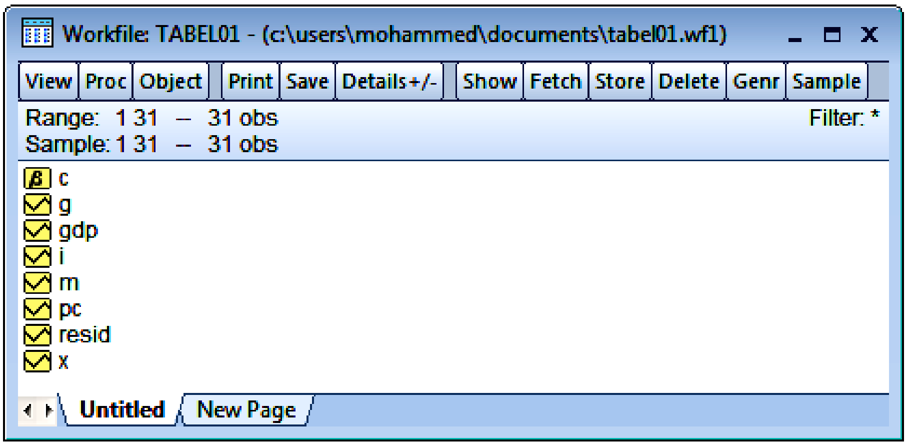
G، وإجمالي الاستثمار الخاص I، وإجمالي الصادرات من السلع والخدمات X، وإجمالي مستوردات السلع والخدمات M.



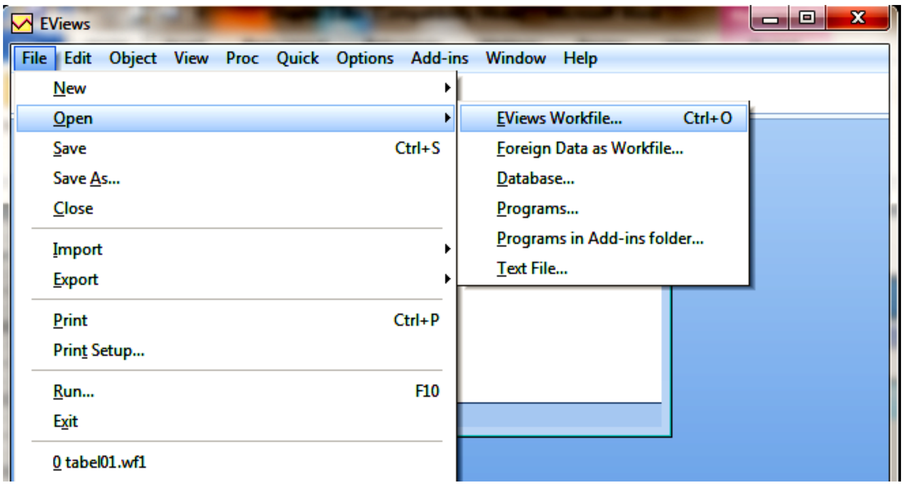
أنقر OK سيتم إدخال أسماء المتغيرات وقيمها ويحتوي الملف ست سلاسل زمنية جديدة هي (GDP, PC, G, I, X, M).



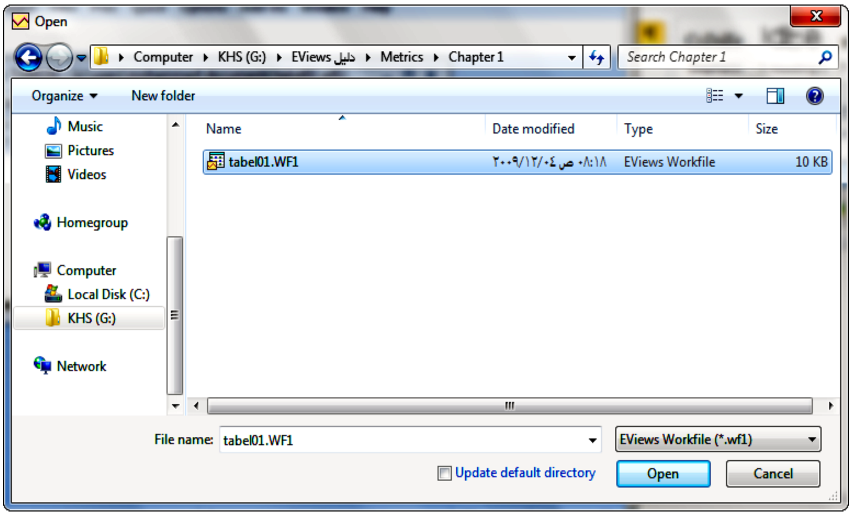
خزن الملف واكتب اسمه حيث سيظهر اسم الملف ومساره في أعلى النافذة التالية ويأخذ الملف الامتداد wf1.*



أصبحت الآن جاهزاً للتعامل مع البيانات من خلال هذا الملف الذي قمت بإنشائه، وتستطيع إغلاقه وإعادة فتحه لاحقاً. ولفتح ملف من Eviews انقر File/Open/Eviews Workfile.

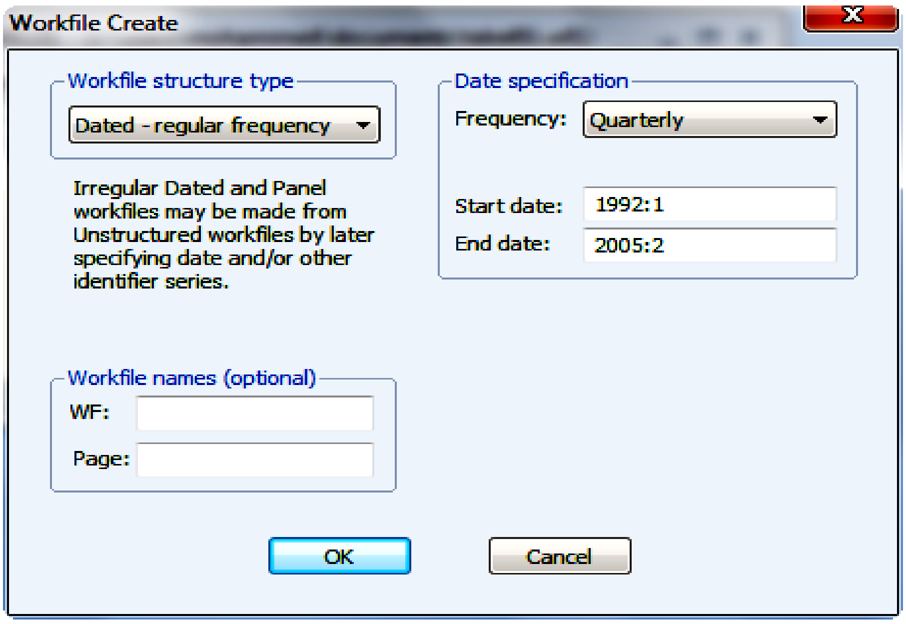


اختر اسم الملف tabel01.wf1 ثم انقر OK.

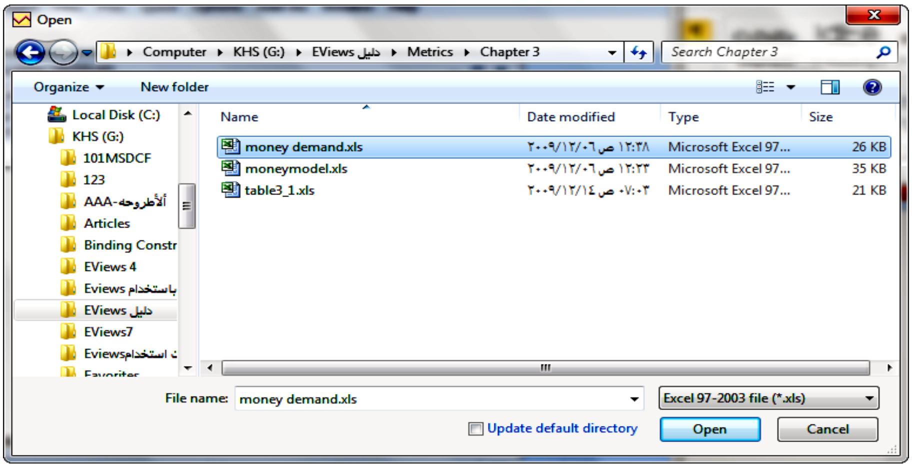


٢-٣- استيراد بيانات من ملف Excel

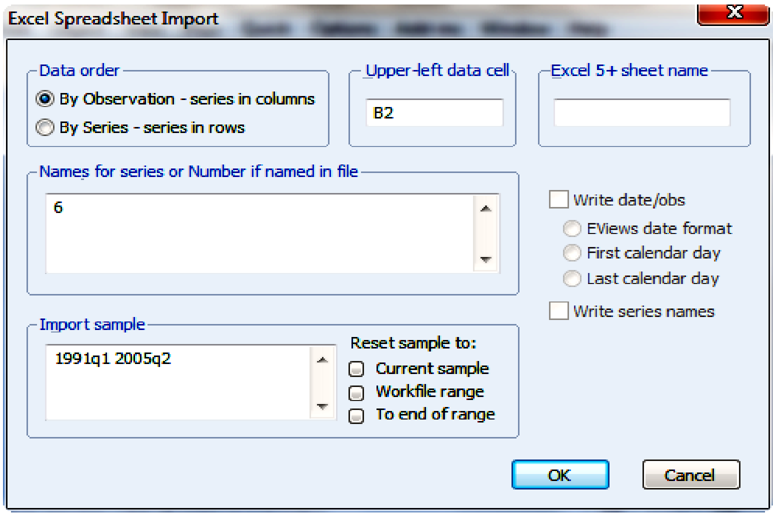
استيراد بيانات من اكسل أو لوتس استخدم نفس الخطوات السابقة وافتح ملف جديد؛ وأختر ***File/New/Workfile***، سنعمل على استيراد بيانات ربعية للفترة من ١٩٩٢:١ إلى ٢٠٠٥:٢ من ملف money demand.xls.



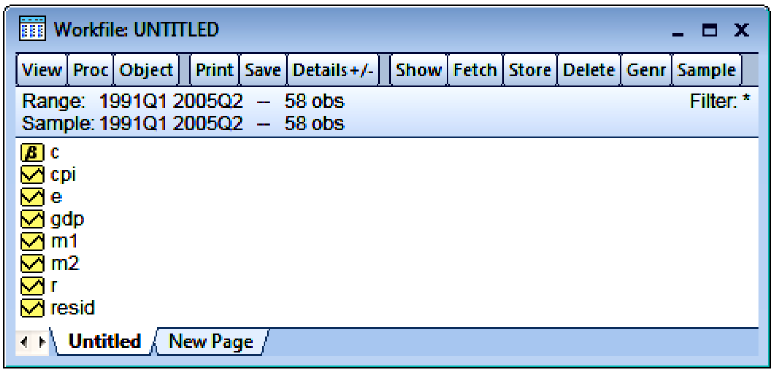
سيفتح ملف UNTITLED، اختر ***File/Import/Read*** واختر نوع ملف اكسل.xls ثم اختر الملف الذي تريد استيراده، أو ***File/Import/Import from file*** واختر نوع ملف اكسل.xls ثم اختر الملف الذي تريد استيراده وهو money demand.xls.



يتكون ملف اكسل من ٦ متغيرات كما في السطر الأول الذي يحتوي أسماء المتغيرات (اكتب ٦ في المستطيل الأول على اليسار Name for series or Number if named in file)، لاحظ أن خلية البيانات في أعلى الجهة اليسرى حددت لتكون B2 لأننا لا نريد استيراد العمود الذي يحتوي التاريخ.

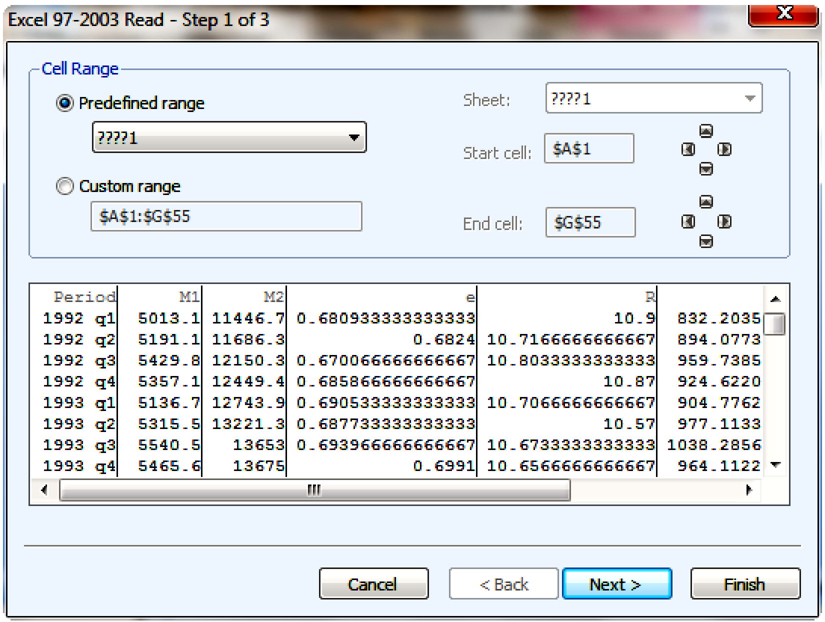


انقر OK.

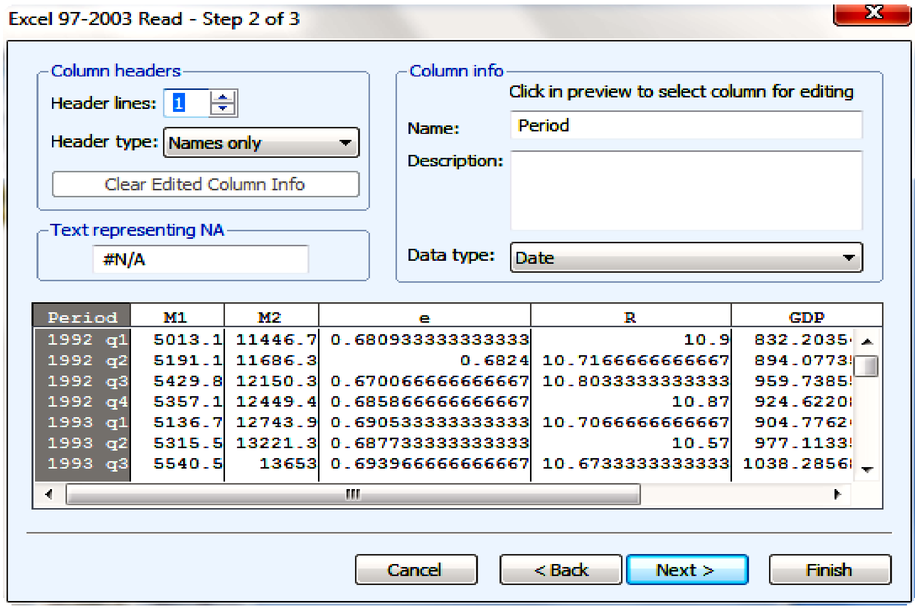


يحتوي الملف الآن سلاسل البيانات من جدول البيانات بأيقونات تعرض كل سلسلة. لاحظ أسفل شريط علامات التبويب (tabs) المدى Range والعينة Sample محددة للبيانات. وأصبح هذا الملف جاهزاً للتعامل معه.

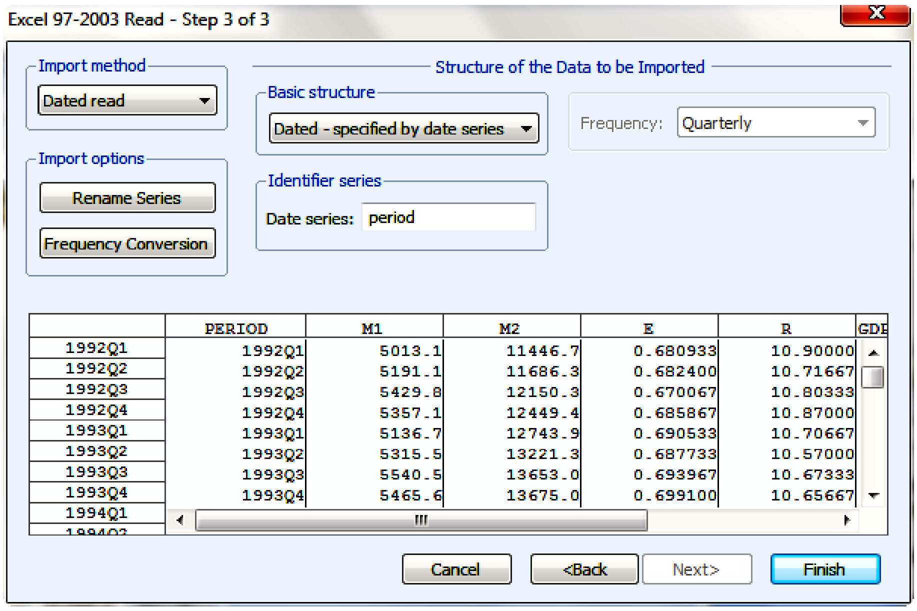
أما إذا اخترت ***File/Import/Import from file*** واخترت نوع ملف اكسل .xls ثم اخترت الملف الذي تريد استيراده وهو money demand.xls ستتبع الخطوات التالية:



ثم انقر Next.



ثم انقر Next.



ثم انقر Finish.

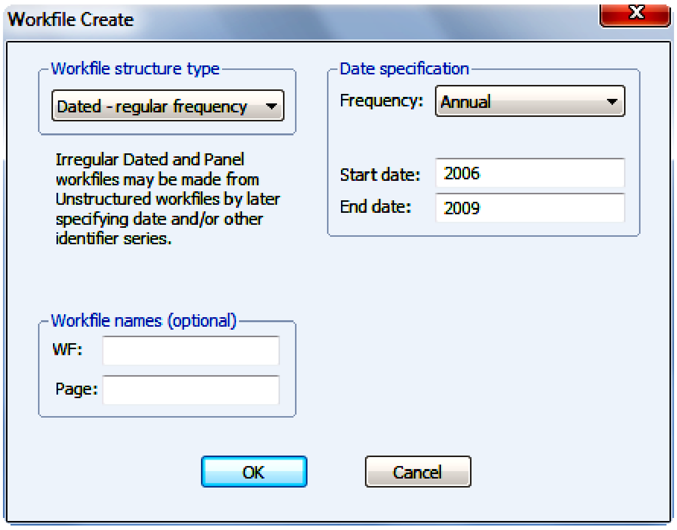
٢ـ٤ـ إدخال البيانات يدويا

غالباً ما يتم استيراد البيانات من ملفات نصية أو اكسل، إلا أنك قد تضطر أحياناً إدخال البيانات إلى Eviews مباشرة.

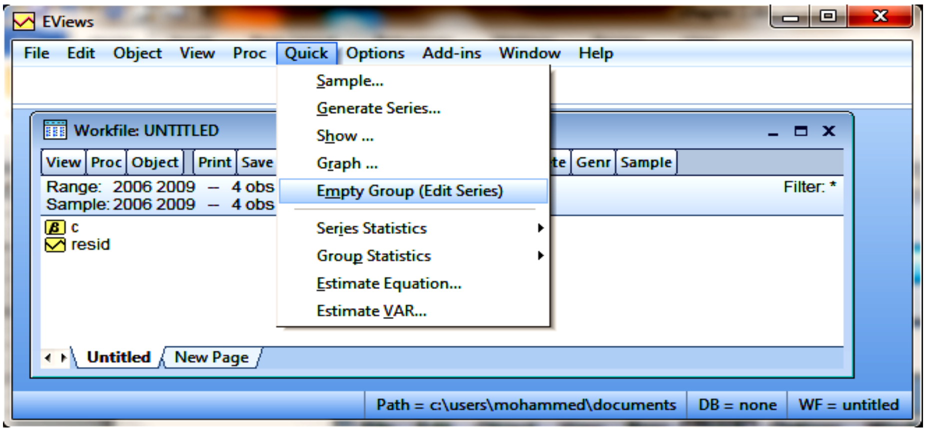
بداية يجب أن تنشئ ملف عمل جديد، ولشرح عملية الإدخال سنقتصر على إنشاء ملف يتكون من سلسلتين زمنيتين –تحتويان أربع مشاهدات– هما y و x.

اختر ***File/New/Workfile***.

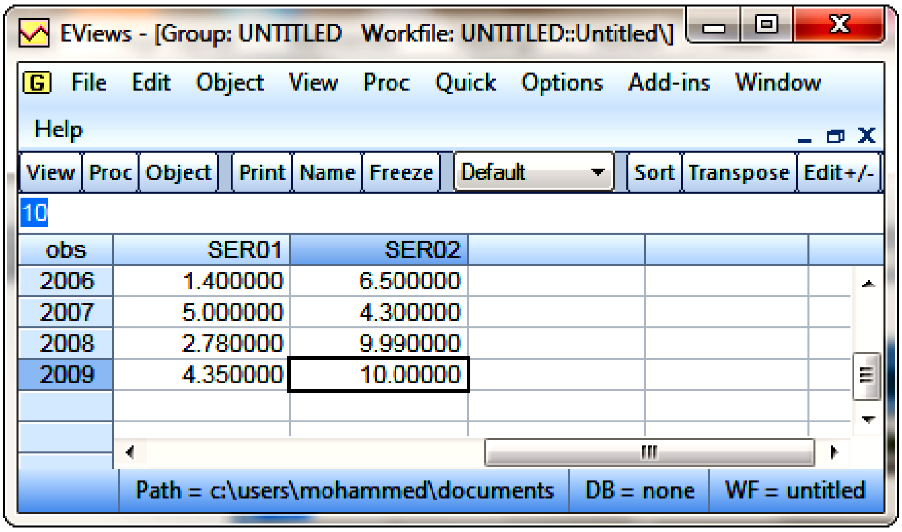
سنفترض أن البيانات هي بيانات سنوية للأعوام من ٢٠٠٦-٢٠٠٩، وبالنقر على OK سيفتح ملف عمل جديد.



اختر ***Quick/Empty Group (Edit Series)***

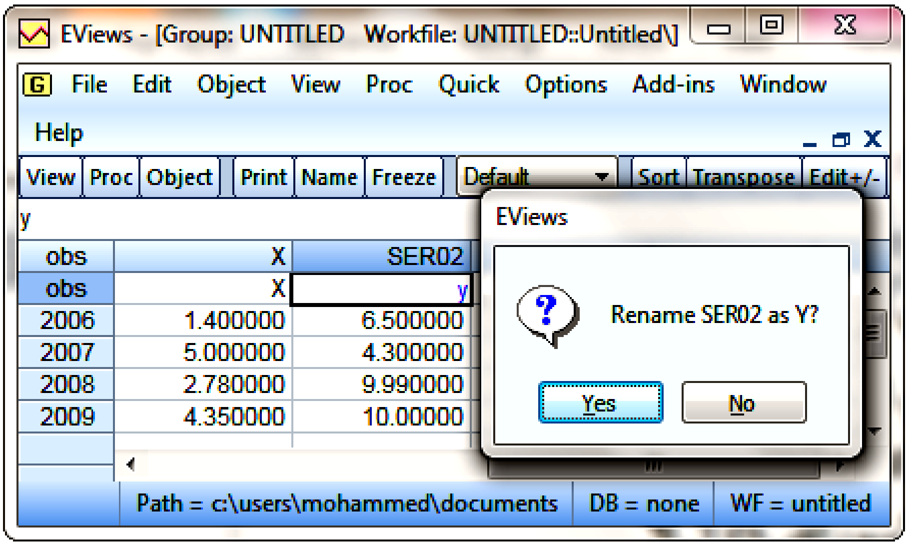


سيفتح جدولاً لإدخال البيانات.

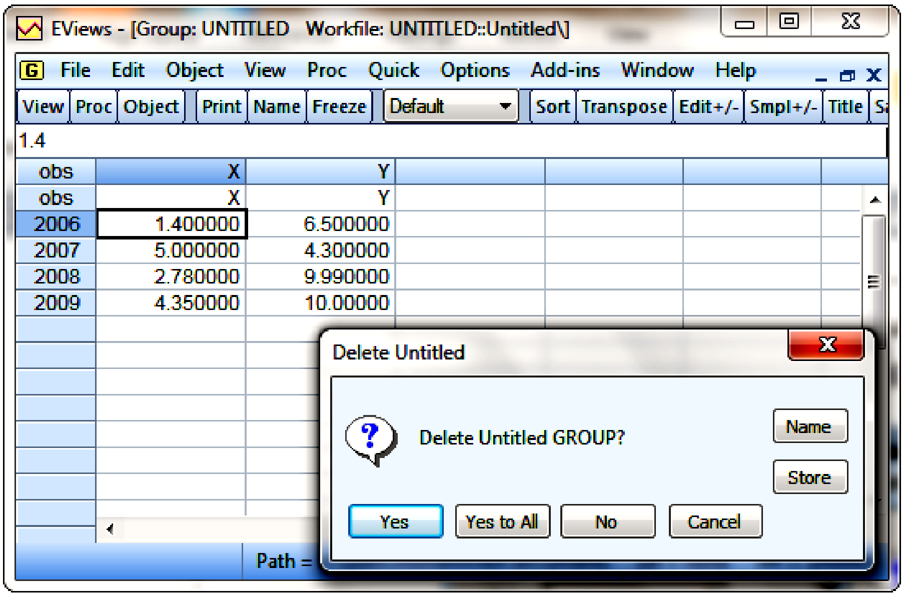


عندما تدخل بياناتك إلى الجدول سيسمي Eviews المتغيرات بأسماء مؤقتة: SER01 و SER02 ولتغيير هذه الأسماء نتبع ما يلي:

- علّم العمود الأول بالنقر على الاسم SER01.
- في خانة الأوامر اكتب x واضغط Enter.
- يسألك الشكل الظاهر تأكيد تغيير الاسم، انقر Yes.



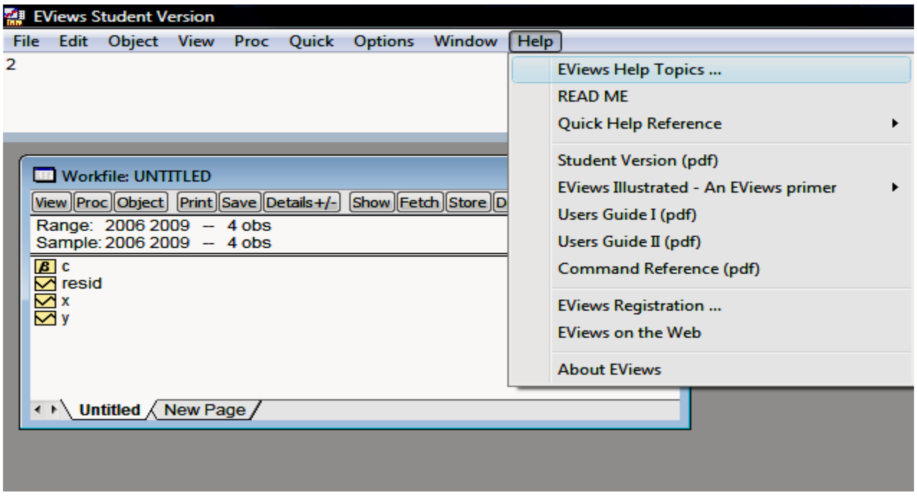
أعد العملية للعمود الثاني، أغلق الجدول بالنقر على ، سيتم سؤالك فيما إذا أردت حذف المجموعة GROUP، قم بحذف المجموعة GROUP.



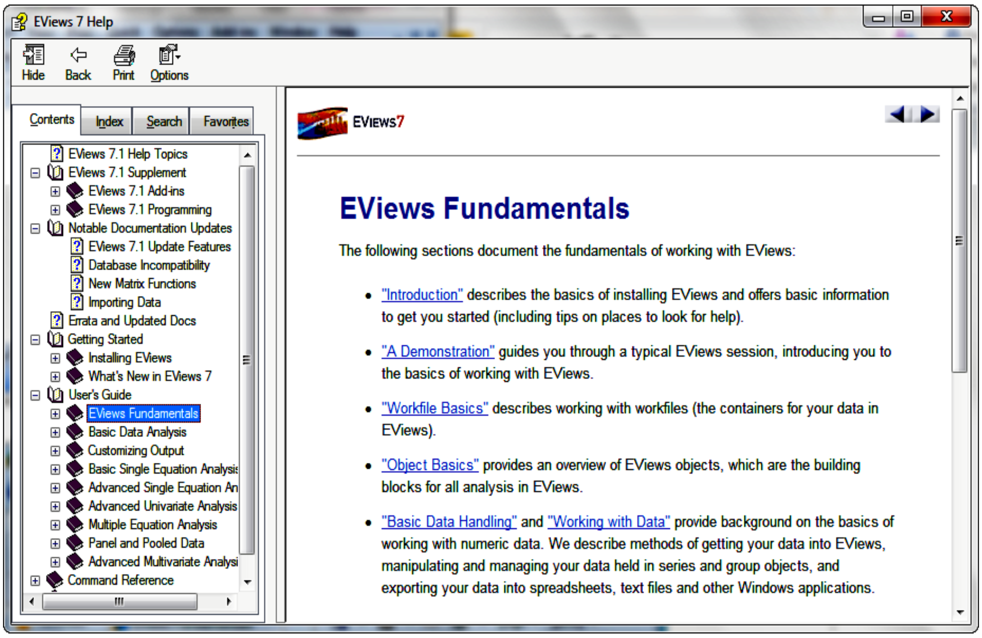
ستجد السلسلتين x و y قد أضيفتا إلى ملف العمل الذي ستخزنه.

٢-٥ شاشة المساعدة

قد تنسى بعض العمليات إلا أن Eviews يساعدك مباشرة من خلال شبكة الانترنت *Online*، انقر ***Help/Eviews Help Topics***.



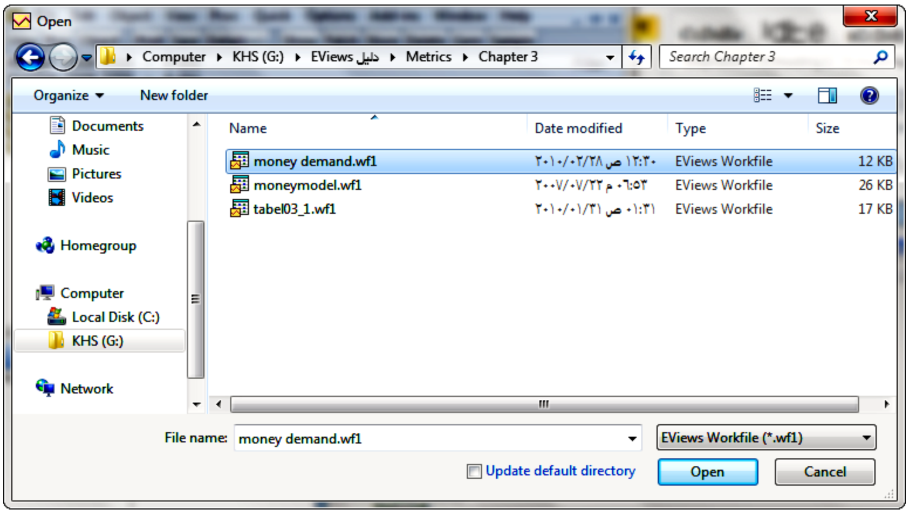
أنقر نقرتين على User's Guide



تظهر لك شاشة تستطيع الاختيار منها. وتستطيع استكشاف الكثير من المعلومات أكثر مما تريد معرفته، بقليل من البحث يمكنك أن تجد الجواب على سؤالك. ألقي نظرة على استيراد وتصدير البيانات للحصول على مزيد من المعلومات التي غطيناها لغاية الآن.

٢-٦- التأكد من البيانات

افتح الملف Money Demand بالنقر على ***File/Open/Eviews Workfile*** واختر Money Demand.

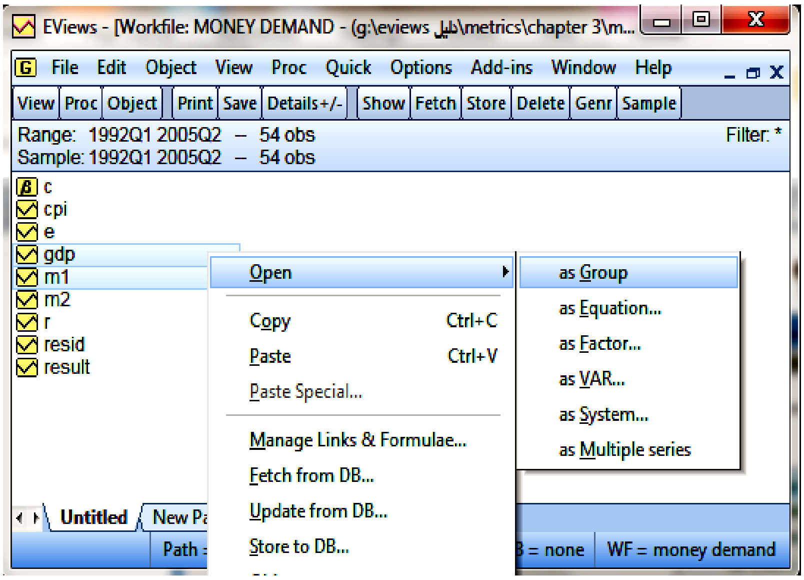


يحتوي هذا الملف المتغيرات التالية:

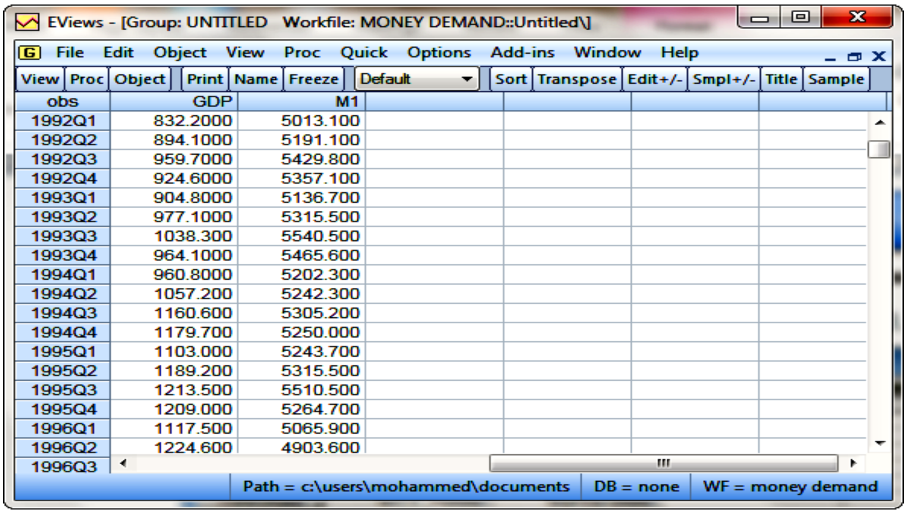
- GDP: الناتج المحلي الإجمالي.
- M1: عرض النقد بمفهومة الضيق.
- M2: عرض النقد بمفهومة الواسع.
- R: سعر الفائدة.
- CPI: الرقم القياسي لأسعار المستهلك (المستوى العام للأسعار)
- E: سعر الصرف (الدولار/ الدينار)

عندما نفحص البيانات تكون المهمة الأولى التأكد من البيانات التي استوردتها، للنظر إلى سلسلة أو أكثر في الملف:

- اختر السلسلة التي ترغب بفحصها وذلك بسحب الفأرة على السلسلة أو السلاسل التي تريد فحصها.
- أنقر نقرتين في أي مكان من المنطقة المظللة.



أنقر على ***Open/as Group*** سيتم فتح الجدول الذي يتضمن البيانات التي حددتها، وقارن هذه البيانات مع تلك التي في الملف الأصلي للتأكد بأن البيانات قد تم استيرادها.

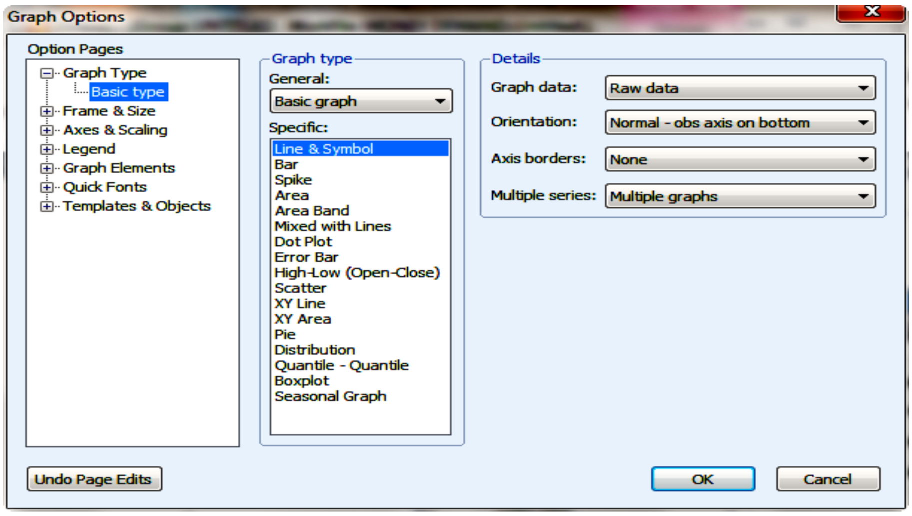


٢-٧- رسم البيانات

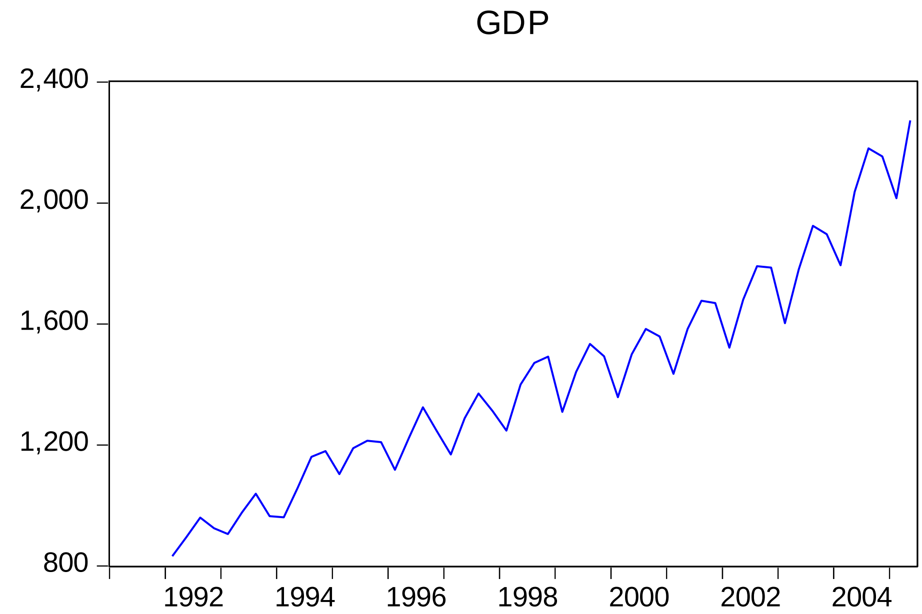
تستطيع رسم البيانات بعدة طرق، إحداها من أيقونة View أعلى الجدول، أو استخدام /Quick Graph.

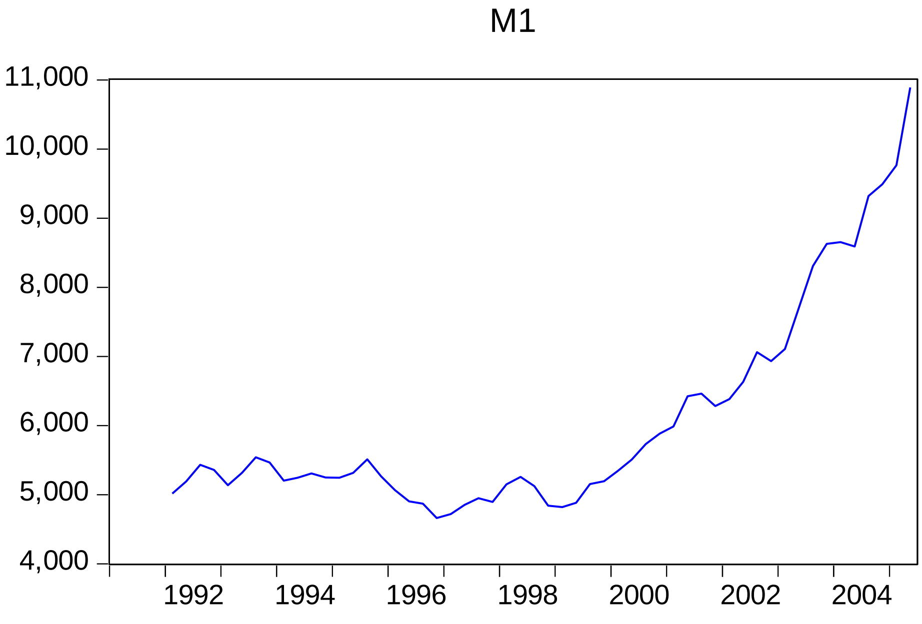
٢-٧-أ- الرسم من خلال View

ابقي نافذة هذه المجموعة مفتوحة لرسم هذين المتغيرين GDP و M1. ويسمح لك Eviews بإنشاء أشكال مختلفة للبيانات بسهولة، ومن نافذة GROUP أنقر على ***View/Graph/Line & Symbol*** واختار Multiple Graphs سيتم رسم كل متغير بشكل منفصل، إلا أن اختيار Graph ينتج شكل واحد يتضمن كلا السلسلتين الزمنيتين.



يبين المحور العمودي قيمة المتغير عند كل فترة زمنية على المحور الأفقي.

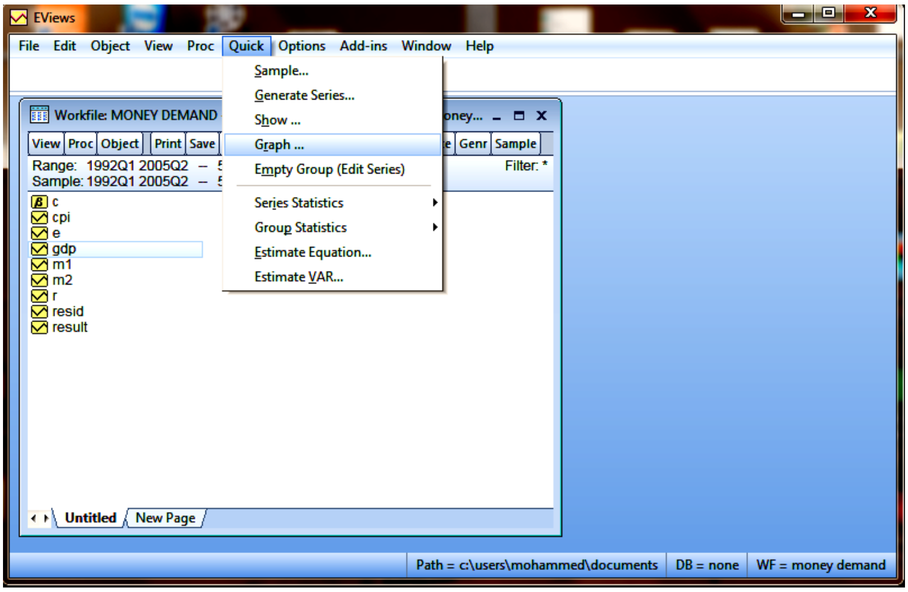




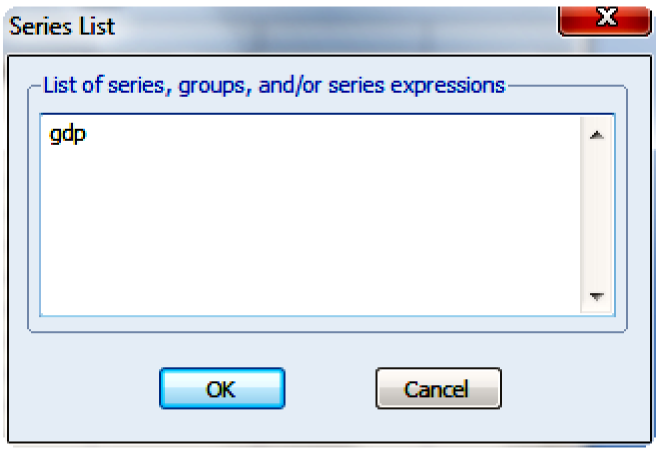
هذه الأشكال يمكن طباعتها بالنقر على Print ولإغلاق الرسومات انقر على ، واجب Yes لحذف untitled GROUP.

٢-٧-٢ الرسم باستخدام Quick/Graph

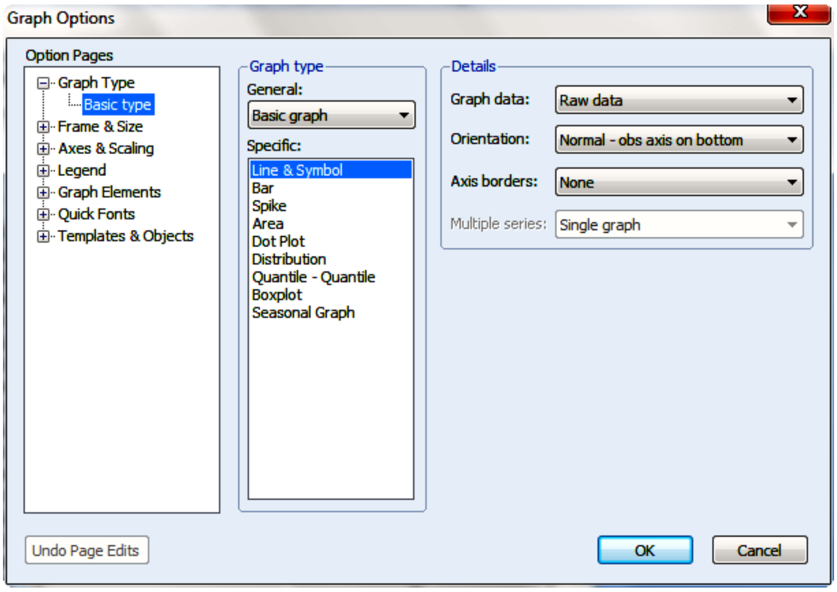
انقر في ملف العمل على ***Quick/Graph***.



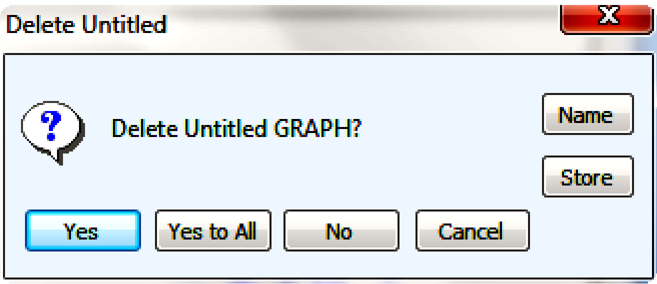
يسمح لك المربع اختيار السلسلة التي تريد رسمها، دعنا نرسم GDP.



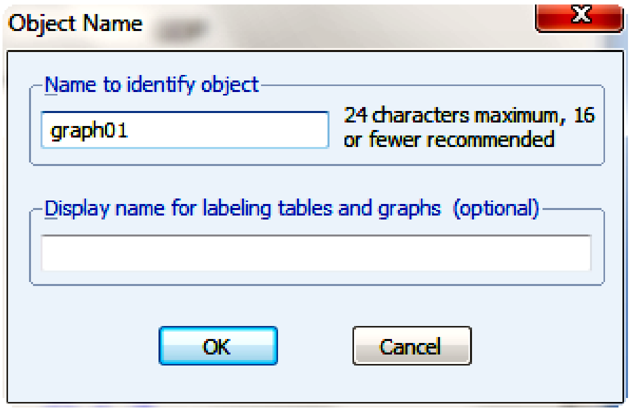
تستطيع اختيار الشكل الذي تريده.



إذا نقرت OK سيظهر شكل خطي يشبه الشكل السابق. أنقر  في شاشة الرسم



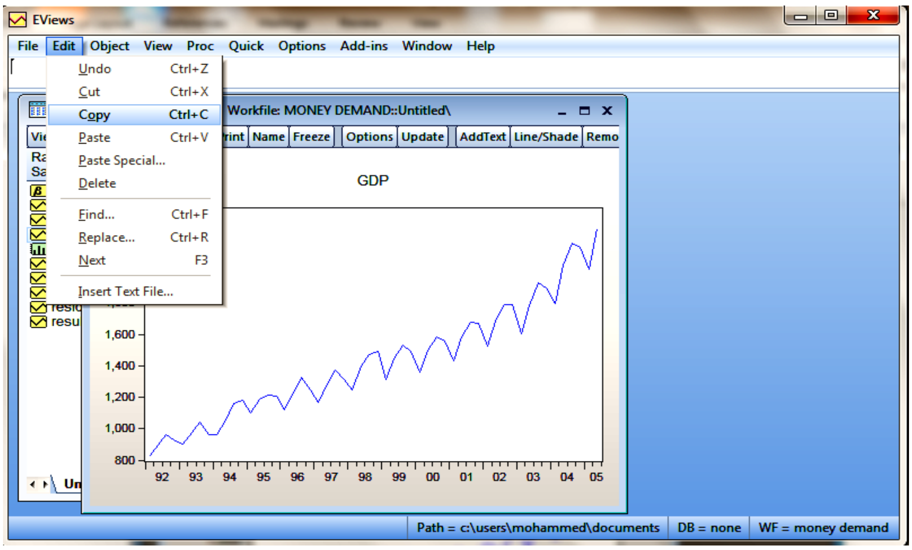
هل تريد حفظ الشكل؟ فإذا أردت حفظه أنقر على Name وأكتب الاسم gdp_plot.



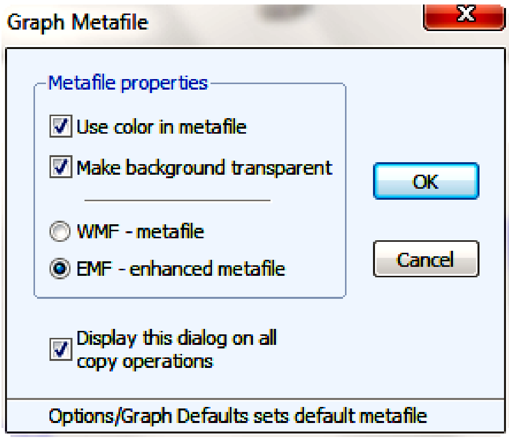
أنقر OK ستظهر أيقونه في نافذة الملف اسمها gdp_plot، وإذا نقرت عليها نقراً مزدوجاً سيظهر شكل gdp.

٢-٧-٣- نسخ الأشكال إلى وثيقة

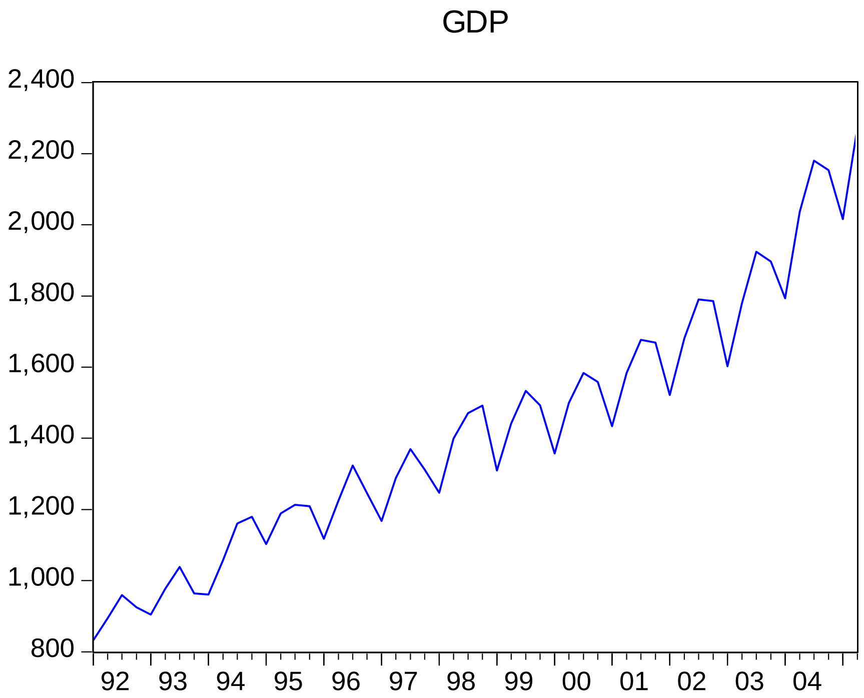
تستطيع نسخ أشكال Eviews إلى أي وثيقة تريد، ولتطبيقه نشّط النافذة المستهدفة التي تحتوي على الشكل الذي تريد نسخه: أنقر في أي مكان من النافذة سيتحول شريط العنوان إلى لون مضيء، أنقر ***Edit/Copy*** من شاشة Eviews الرئيسية.



سيظهر المربع Graph Metafile.



تستطيع أن تحدد أن يكون الشكل بالألوان أو باللون الأسود والأبيض، ثم ألصق paste الشكل في الوثيقة.

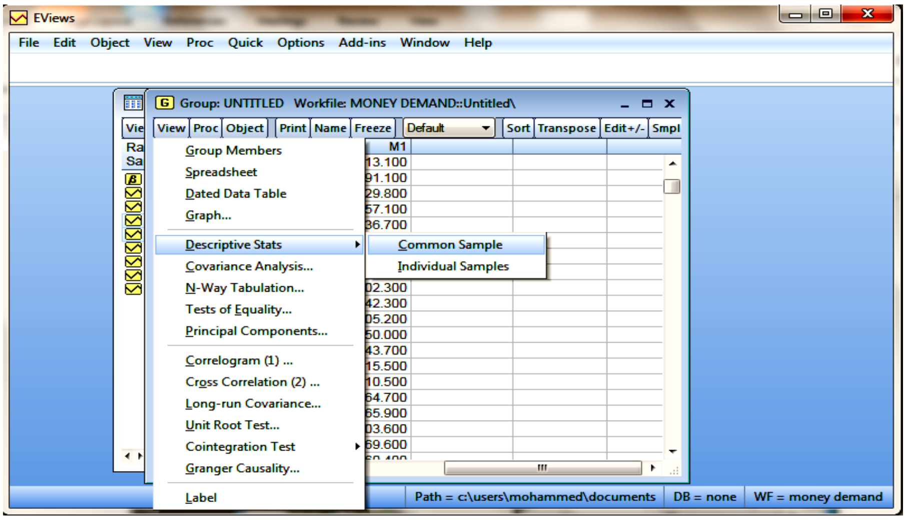


٢ـ٨ـ الاحصاء الوصفي

لحساب الوسط الحسابي والوسيط والانحراف المعياري وغيرها من إحصاءات وصفية فما عليك إلا أن تؤشر على السلسلة المختارة GDP و M1 في ملف Money Demand وانقر نقرتين على المنطقة المظللة:

- أنقر Open Group.
- أنقر على زر View في شريط الأدوات.

- أنقر Descriptive Stats/Common Sample، ويكون الخيار بين Common Sample وIndividual Sample ما لم تحتوى السلاسل على قيم مفقودة.



هذا ينتج جدولاً يحوي الإحصاءات الوصفية للمتغيرين في المجموعة.

Group: UNTITLED Workfile: MONEY DEMAND::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

	GDP	M1
Mean	1422.254	6058.839
Median	1384.650	5329.000
Maximum	2272.700	10888.70
Minimum	832.2000	4660.400
Std. Dev.	359.7448	1510.401
Skewness	0.455243	1.530971
Kurtosis	2.519941	4.370840
Jarque-Bera	2.383743	25.32304
Probability	0.303652	0.000003
Sum	76801.70	327177.3
Sum Sq. Dev.	6859066.	1.21E+08
Observations	54	54

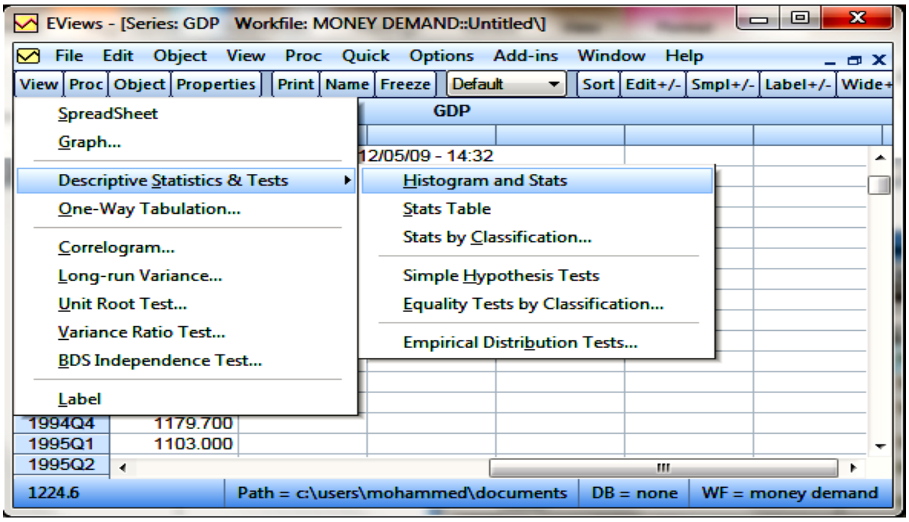
تستطيع معرفة ماهية هذه المقاييس وصيغها من خلال شاشة المساعدة ***Help/EViews Help Topics/Statistical Views and Procedures/Series Views***، وتستطيع طباعة قيم هذا الملخص الإحصائي بالنقر على زر Print، كما أنك تستطيع نسخها إلى أي وثيقة وذلك بالتأشير على الأعمدة التي تريد نسخها، أنقر ***Edit/Copy*** ثم انتقل إلى معالج النصوص وألصقها ستظهر كجدول تستطيع تعديله.

	GDP	M1
Mean	1422.254	6058.839
Median	1384.65	5329
Maximum	2272.7	10888.7
Minimum	832.2	4660.4
Std. Dev.	359.7448	1510.401
Skewness	0.455243	1.530971
Kurtosis	2.519941	4.37084
Jarque-Bera	2.383743	25.32304
Probability	0.303652	0.000003
Sum	76801.7	327177.3
Sum Sq. Dev.	6859066	1.21E+08
Observations	54	54

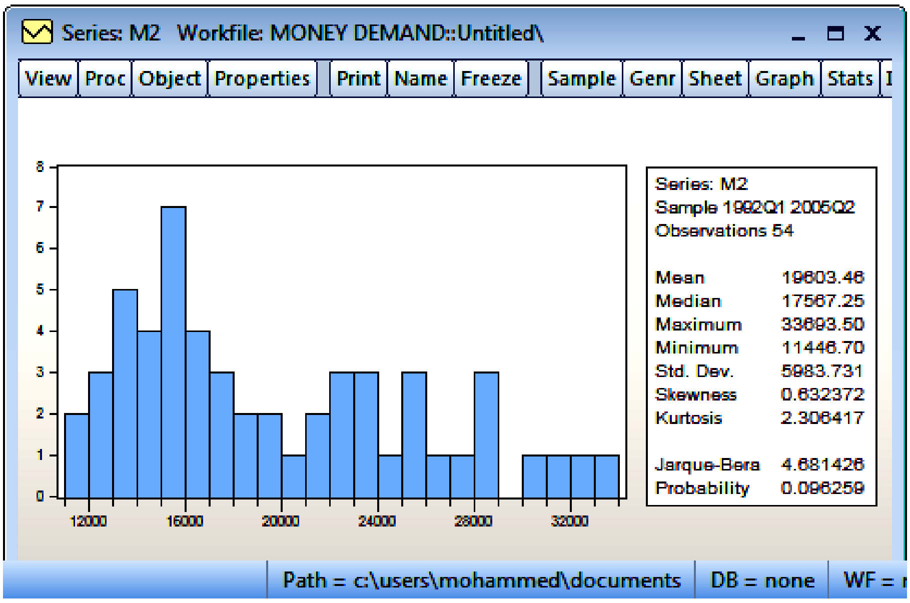
لعرض الإحصاء الوصفي انقر على View تظهر القائمة المنسدلة مقاييس إحصائية متنوعة والجداول التي تريد تشكيلها لمتغيرين في المجموعة مثل الارتباط ***Correlations*** والتباين المشترك ***Covariance*** والعديد من المقاييس المتقدمة والاختبارات.

٢-٩ الشكل البياني Histograms

للتعبير عن البيانات بشكل بياني يبين توزيع قيم السلسلة، اختر سلسلة واحدة من الملف مثل M1 وانقر نقرتين على المنطقة المظللة واختر ***View/Descriptive Statistics/Histogram and Stats***



الذي سينتج:

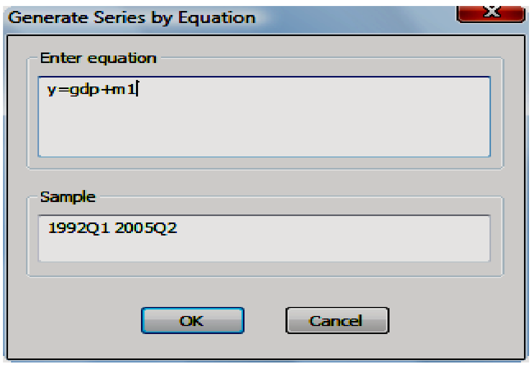


أطبع الشكل البياني والملخص الإحصائي ل M1 بالنقر على زر Print من شريط الأدوات، وتستطيع نقل الشكل البياني إلى الوثيقة مباشرة بالنقر على أي مكان من النافذة فسيتغير شريط العنوان إلى لون مضيء. أنقر ***Edit/Copy*** من الشاشة الرئيسية ل Eviews وألصق الشكل في الوثيقة.

٢-١٠- إنشاء وحذف المتغيرات

إحدى عوامل قوة EViews قدرته على استخدام الصيغ الرياضية، ويتضمن EViews مكتبة عمليات رياضية built-in ودوال تسمح بتطبيق العمليات الرياضية المعقدة على بياناتك، بالإضافة إلى دعمه للعمليات الرياضية المعيارية والإحصائية. يزودنا EViews بعدد من الدوال المخصصة للتطبيق المباشر مثل الإبطاء Lags وفروقات Differences السلاسل الزمنية. للتوضيح افتح الملف المخزن Money Demand وأنقر ***File/Open/Workfile*** واختر Money Demand.

لإنشاء متغير جديد استخدم أمر "Generate" الذي يُختصر إلى Genr في EViews. ولإنشاء أو تعديل سلسلة جديدة اختر الأمر التالي ***Quick/Generation Series*** أو أنقر على زر Genr في شريط أدوات الملف، ويفتح EViews نافذة لإضافة معلومات إضافية.



عليك إدخال الصيغة في الجزء الأعلى من الصندوق، وتظهر فترة العينة في الجزء الأسفل في الخانة المفتوحة أكتب ***y=gdp+m1*** وأنقر ***OK*** سترى أن المتغير y قد ظهر في ملف العمل، ويُظهر الجزء الأسفل من الشاشة نطاق العينة المستخدم في الحساب. أو اكتب ***genr y=gdp+m1*** في نافذة أوامر

EViews ثم Enter، ولحذفها جد الزر ***Object*** في شريط أدوات الملف واختر y المضاءة وبالتالي أنقر ***Object/Delete Selected/Yes***.

٢-١٢- العمليات الحسابية الأساسية

العمليات الحسابية الأساسية هي:

الصيغة	العملية	الوصف
+	الجمع	x+y جمع محتويات x و y
–	الطرح	x-y طرح محتويات y من x
*	الضرب	x*y ضرب محتويات x ب y
/	القسمة	x/y قسمة محتويات x على y
^	مرفوع للقوة	x^y محتويات x مرفوعة للقوة y

جميع هذه العمليات قد تستخدم تعبير صيغ تشمل سلاسل أو أرقام، وفي تعبير أكثر تعقيداً يطرح السؤال حول ترتيب العمليات الحسابية، فعلى سبيل المثال ما هو ناتج حساب هذا التعبير:

Genr y = -3+2*4

هل هي y=-4 (حيث أن -٣+٢=-١ ضرب ٤) أو y=5 (حيث أن ٢ ضرب ٤ زائداً سالب ٣)؟ الجواب هو y=5، يتبع EViews ترتيباً في تقييم الصيغ من اليسار إلى اليمين بترتيب العمليات حسب الأولوية من الدرجة الأعلى إلى الأدنى:

- إشارة السالب (-) والجمع (+).
- ^ الأس
- *، / الضرب والقسمة
- +، - الجمع والطرح

genr y = (-3+2)*4 = -4

genr y = -3+(2*4) = 5

٢-١٢- استخدام دوال EViews

يحتوي EViews على مكتبة فرعية لدوال جاهزة built-in تطبق على جميع السلاسل في هذا المثال، ولبيان القائمة أنقر ***Help/Function Reference***.

أغلب أسماء الدوال في EViews تبدأ بالإشارة @ مثل **@mean** تعود لقيمة الوسط الحسابي للسلسلة، و **@abs** تعطي القيمة المطلقة لكل مشاهدة في المثال الحالي. لبيان الفرق

- أنقر **Genr** وادخل المعادلة **y=log(gdp)** وانقر OK.
- أنقر **Genr** وادخل المعادلة **z=@mean(gdp)** وانقر OK.

اشر على y وانقر نقرتين على المنطقة المظللة تكون القيمة z=1422.254 التي هي الوسط الحسابي لقيم عينة gdp، هذا الرقم يكرر جميع المشاهدات في العينة لأن الدالة @mean تعود لقيمة واحدة أو رقم واحد.

٢-١٣- إنشاء مصفوفة المعاملات

المعادلة **z=@mean(gdp)** تنشئ متغير لجميع القيم، ومن المفيد تخزين الرقم الواحد في مصفوفة معاملات. قد تنشئ مصفوفة (vector) المتغيرات بكتابة coef(n) coef_name في خط الأوامر، القيمة n هي طول مصفوفة المتغيرات والرقم الثابت يمكن تخزينه، إذا أهملت (n) سيتم إنشاء مصفوفة طولها ١ التي تحوي قيمة واحدة، و *coef_name* هو اسم مصفوفة المعاملات التي ستظهر في ملف العمل. عناصر مصفوفة المعاملات تنشأ باستخدام الأمر ذenr، انقر على شريط أدوات الملف على **genr** واكتب: Result(1)=@mean(gdp) وانقر OK.

أشر على result وانقر نقرتين على المنطقة المظللة (لاحظ أن R1=1422.254). خزن مصفوفة المعاملات ربما تحتاجها في حسابات أخرى، لحساب مربع الوسط الحسابي للعينة مثلاً أنقر زر **genr** وأكتب result(2)=(result(1))^2 وأنقر OK.

أو لتكوين متغير جديد مثل gdpstar حيث نقسم gdp على الوسط الحسابي للعينة، أنقر زر **genr** واكتب gdpstar=gdp/result(1) وانقر OK.

الفصل الثالث

نموذج الانحدار الخطي البسيط

في هذا الفصل نتعلم ما يلي:

- اشتقاق صيغة المربعات الصغرى العادية OLS لتقدير المعلمات والانحراف المعياري لها.
- بيان خصائص أفضل تقدير.
- بيان العوامل التي تؤثر في حجم الانحراف المعياري.
- اختبار الفرضيات.
- تقدير نموذج الانحدار واختبار الفرضيات الفردية باستخدام EViews

يستخدم نموذج الانحدار البسيط لدراسة العلاقة بين متغيرين، إلا أن نموذج الانحدار البسيط عليه بعض القيود كأداة عامة للتحليل التجريبي، واستخدامه مناسب كأداة تجريبية، وسوف نتعلم كيفية تفسير نموذج الانحدار البسيط.

٣-١ تعريف نموذج الانحدار البسيط

يبدأ تطبيق التحليل الاقتصادي القياسي بالفرضية التالية: إن y و x هما متغيران يمثلان بعض المجتمع، ولدينا اهتمام بشرح y بـ x أو في دراسة كيفية تغير y بتغير x، مثلاً y محصول البندورة و x هو كمية الأسمدة؛ أو y أجر الساعة و x سنوات التعليم؛ أو y معدل الجريمة و x عدد ضباط الشرطة، أو y معدل التهريب عبر الحدود و x عدد أفراد مكافحة التهريب.

في نموذج نشرح فيه y بـ x علينا أن نواجه ثلاث قضايا: أولاً: لأنه لا يوجد أبداً علاقة دقيقة بين متغيرين، كيف نسمح لعوامل أخرى أن تؤثر في y؟ ثانياً: ما هي العلاقة الدالية بين y و x؟ وثالثاً: كيف يمكننا أن نتأكد من التقاط علاقة ثبات بقية العناصر ceteris paribus بين y و x (إذا كان ذلك هو الهدف المنشود). ويمكننا حل هذه الالتباسات بكتابة علاقة y بـ x بالمعادلة البسيطة التالية:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + u \qquad 3.1$$

المعادلة (٣-١) تحدد نموذج الانحدار الخطي البسيط، وتسمى بنموذج الانحدار الخطي بمتغيرين لأنه يربط بين المتغيرين x و y، وسوف نناقش معنى المتغيرات في (٣-١).

المتغيران y و x لهما أسماء مختلفة تستخدم على النحو التالي. y يسمى المتغير التابع dependent variable، والمتغير التوضيحي explained variable، ومتغير الاستجابة response variable، ومتغير التوقع predicted variable، أو المتغير المُفسّر regressand. ويسمى المتغير المستقل independent variable: بالمتغير التفسيري explanatory variable، والمتغير الرقابي control variable، ومتغير التوقع predictor variable، أو المقدر في regressor. وكثيراً ما يستخدم مصطلح المتغير التابع والمتغير المستقل في الاقتصاد القياسي.

مصطلح المتغير المُفسَّر والتفسيري هي على الأرجح أكثر وصفاً. وتستخدم الاستجابة والرقابة في الغالب في العلوم التجريبية، وحيث أن المتغير x تحت المراقبة نستخدم مصطلح متغير التوقع predicted variable وتوقع predictor، ومصطلحات الانحدار البسيط يلخصها الجدول ٣-١.

المتغير u يسمى حد الخطأ أو اضطراب العلاقة، ويمثل العوامل الأخرى عدا x التي تؤثر في y، ويعالج تحليل الانحدار البسيط بفاعلية جميع العوامل عدا x التي تؤثر على y والتي تكون غير مشاهدة، ويمكنك أن تعتبر u كأمر غير مشاهد.

جدول رقم ٣-١

مصطلحات الانحدار الذاتي

y	x
Dependent Variable المتغير التابع	Independent Variable المتغير المستقل
Explained Variable المُفَسَّر المتغير	Explanatory Variable المتغير المُفَسِّر
Response Variable متغير الاستجابة	Control Variable متغير الرقابة
Predicted Variable المتغير المتنبَّأ به	Predictor Variable متغير التنبؤ
Regressand	Regressor

تتناول المعادلة (٣-١) مسألة علاقة الدالة بين y و x مع بقاء العوامل الأخرى في u ثابتة، وبذلك يكون التغير في u يساوي صفر $\Delta u = 0$، ويكون تأثير x خطي على y:

$$\Delta y = \beta_1 \Delta x \quad if \;\; \Delta u = 0 \qquad 3.2$$

لذا، فإن التغيّر في y هو ببساطة β_1 مضروباً في تغير x وهذا يعني أن β_1 هي معلمة الميل في العلاقة بين y و x مع بقاء العوامل الأخرى في u ثابتة، وهي ذات أهمية أساسية في الاقتصاد التطبيقي، كذلك معلمة الحد الثابت β_0 لها استخدامها، ومن النادر أن يكون التحليل من نقطة المركز.

مثال ٣-١

ناتج البندورة والأسمدة

لنفترض أن محصول البندورة يتم تحديده بالنموذج التالي:

$$yield = \beta_0 + \beta_1 \;\; fertilizer + u \qquad 3.3$$

حيث أن y المحصول و x الأسمدة، ويهتم الباحث الزراعي بأثر الأسمدة على المحصول، مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة، ويبين هذا التأثير β_1، ويحتوي حد الخطأ u على مجموعة عوامل مثل نوعية الأراضي،

وهطول الأمطار، و ... وتقيس المعلمة β_1 تأثير الأسمدة على المحصول، مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة: $\Delta\, yield = \beta_1\, \Delta\, fertilizer$.

مثال ٣-٢

معادلة الأجور البسيطة

النموذج المتعلق بأجر شخص على التعليم المشاهد والعوامل الأخرى غير المشاهدة

$$wage = \beta_0 + \beta_1 educ + u \tag{3.4}$$

إذا تم قياس الأجور wage دينار لكل ساعة و educ عدد سنوات التعليم، فإن β_1 تقيس التغير في أجر الساعة لكل عام جديد من التعليم، مع بقاء جميع العوامل الأخرى ثابتة. وبعض تلك العوامل تشمل خبرة قوة العمل، والقدرة الفطرية، وأخلاقيات العمل، وأشياء أخرى لا تعد ولا تحصى.

تعني الخطية في (٣-١) أن تغير وحدة واحدة في x له نفس التأثير على y بغض النظر عن القيمة الأولية x، وهذا غير واقعي في تطبيقات اقتصادية كثيرة؛ على سبيل المثال، في مثال الأجور والتعليم نرغب بالسماح بزيادة العوائد: فإن تأثير عام جديد للتعليم يكون أكبر على الأجور من أجور العام الذي سبقه.

القضية الأكثر صعوبة في التعامل معها هي ما إذا كان نموذج (٣-١) يسمح لنا حقاً باستنتاجات بقاء العناصر الأخرى ثابتة ceteris paribus حول كيفية تأثير x على y. رأينا في المعادلة (٣-٢) أن β_1 تقيس تأثير x على y، مع بقاء كل العوامل الأخرى (في u) ثابتة. كيف يمكننا أن نتعلم تأثير x على y، مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة عند تجاهل كل هذه العوامل الأخرى؟

مثال ٣-٣

(ناتج الذرة والأسمدة)

كما في الجدول ٣-٢ يعطي الدونم الواحد y شوال ذرة نتيجة استخدام كميات مختلفة من الأسمدة في الدونم x، لإنتاج مزرعة خلال ١٠ سنوات، من سنة ٢٠٠٠ حتى ٢٠٠٩. وهي المرسومة في المخطط المبعثر في الشكل ٣-١ وتبدو العلاقة بين x و y في الشكل ٣-١ وشكلها خطي تقريباً (أي نقطة سوف تقع على أو بالقرب من خط مستقيم).

جدول رقم ٣-٢

الذرة المنتجة باستخدام الأسمدة

Year	*n*	Y_i	X_i
2000	1	40	6
2001	2	44	10
2002	3	46	12
2003	4	48	14
2004	5	52	16
2005	6	58	18
2006	7	60	22
2007	8	68	24
2008	9	74	26
2009	10	80	32

نستطيع الحصول على مقدرات موثوق فيها β_0 و β_1 من عينة عشوائية من البيانات عندما نفترض كيف ترتبط u غير المشاهدة بالمتغير التفسيري x. وبدون تقيد من هذا القبيل، لن نكون قادرين على تقدير تأثير ثبات العوامل الأخرى β_1. لأن u و x متغيرات عشوائية،

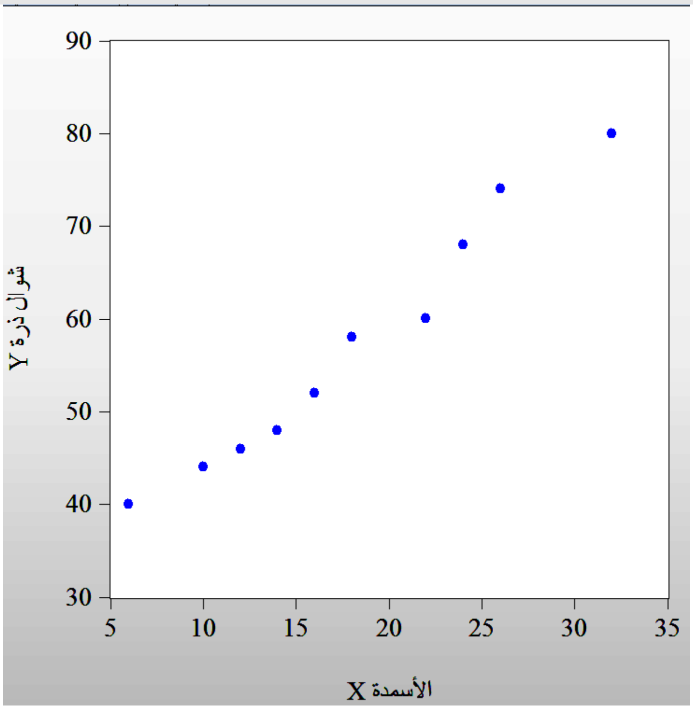
ونحن بحاجة إلى مفهوم يرتكز على الاحتمال. قبل أن نفترض كيف أن x و u مرتبطتان، هناك افتراض واحد حول u هو أن وسطه يساوي صفر. ورياضياً:

$$E(u) = 0 \qquad 3.5$$

كما أسلفنا يستخدم تحليل الانحدار البسيط لاختبار الفرضيات حول العلاقة بين المتغير التابع y والمتغير المستقل أو التفسيري x والتنبؤ. عادة ما يبدأ تحليل الانحدار الخطي البسيط برسم مجموعة القيم xy على الرسم البياني وتحديد فيما إذا كان هناك وجود علاقة خطية تقريبية: يفترض أن يكون حد الخطأ (١) توزعه طبيعي، (٢) القيمة المتوقعة أو متوسطه صفر، و (٣) ثبات التباين، ويفترض كذلك (٤) أن حدود الخطأ غير مترابطة أو لا يوجد علاقة بين بعضها البعض، و (٥) يفترض ثبات قيمة المتغير التفسيري عند أخذ العينات المتكررة (بحيث أيضا x_i و u_i غير مترابطة).

شكل ٣-١

الذرة المنتجة باستخدام الأسمدة



٣-٢ اشتقاق تقدير المربعات الصغرى العادية

طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) هي تقنية لرسم "أفضل" خط مستقيم لعينة مشاهدات XY وهي تنطوي على تقليل مجموع مربع انحرافات النقاط عن الخط:

$$Min\sum\left(Y_i-\hat{Y}_i\right)^2 \qquad 3.6$$

حيث يشير Y_i إلى المشاهدات الفعلية، ويشير $\hat{Y}_i$ إلى القيم المقدرة، وأن $Y_i-\hat{Y}_i=e_i$ هي البواقي. وهذا يعطي المعادلات العادية التالية:

$$\sum Y_i = nb_0+\hat{b}_1\sum X_i \qquad 3.7$$

$$\sum X_iY_i=\hat{b}_0\sum X_i+\hat{b}_1\sum X_i^2 \qquad 3.8$$

حيث n عدد المشاهدات و $\hat{b}_0$ و $\hat{b}_1$ مقدرات المعلمات الصحيحة b_0 و b_1.

الحل الآني (المتزامن) للمعادلتين (٣-٧) و (٣-٨) نحصل على:

$$\hat{b}_1=\frac{n\sum X_iY_i-\sum X_i\sum Y_i}{n\sum X_i^2-\left(\sum X_i\right)^2} \qquad 3.9$$

القيمة $\hat{b}_0$ تعطى كما يلي:

$$\hat{b}_0=\overline{Y}-\hat{b}_1\overline{X} \qquad 3.10$$

ومن المفيد استخدام صيغة مكافئة لتقدير $\hat{b}_1$:

$$\hat{b}_1=\frac{\sum x_iy_i}{\sum x_i^2}=\frac{\sum\left(X_i-\overline{X}\right)\left(Y_i-\overline{Y}\right)}{\sum\left(X_i-\overline{X}\right)^2}=\frac{\operatorname{cov}(X,Y)}{\sigma_X^2} \qquad 3.11$$

حيث $x_i=X_i-\overline{X}$ و $y_i=Y_i-\overline{Y}$، لذا تكتب معادلة المربعات الصغرى المقدرة كما يلي:

$$\hat{Y}_i=b_o+b_1X_i \qquad 3.12$$

مثال ٣-٤

العمليات الحسابية لتقدير معادلة انحدار إنتاج الذرة- الأسمدة

يبين جدول ٣-٣ العمليات الحسابية لتقدير معادلة انحدار إنتاج الذرة- الأسمدة في الجـدول ٣-٣ باستخدام المعادلة (٣-١١).

جدول رقم ٣-٣

الذرة المنتجة باستخدام الأسمدة

n	Y_i ذرة	X_i سماد	y_i	x_i	$x_i y_i$	x_i^2
1	40	6	-17	-12	204	144
2	44	10	-13	-8	104	64
3	46	12	-11	-6	66	36
4	48	14	-9	-4	36	16
5	52	16	-5	-2	10	4
6	58	18	1	0	0	0
7	60	22	3	4	12	16
8	68	24	11	6	66	36
9	74	26	17	8	136	64
10	80	32	23	14	322	196
N=10	Sum=57	Sum=180	0	0	Sum=956	Sum=576
	$\bar{Y}=57$	$\bar{X}=18$				

ميل خط الانحدار المقدر

$$\hat{b}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} = \frac{956}{576} = 1.66$$

الحد الثابت لـ Y

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \bar{X} \cong 57 - (1.66)(18) \cong 57 - 29.88 \cong 27.12$$

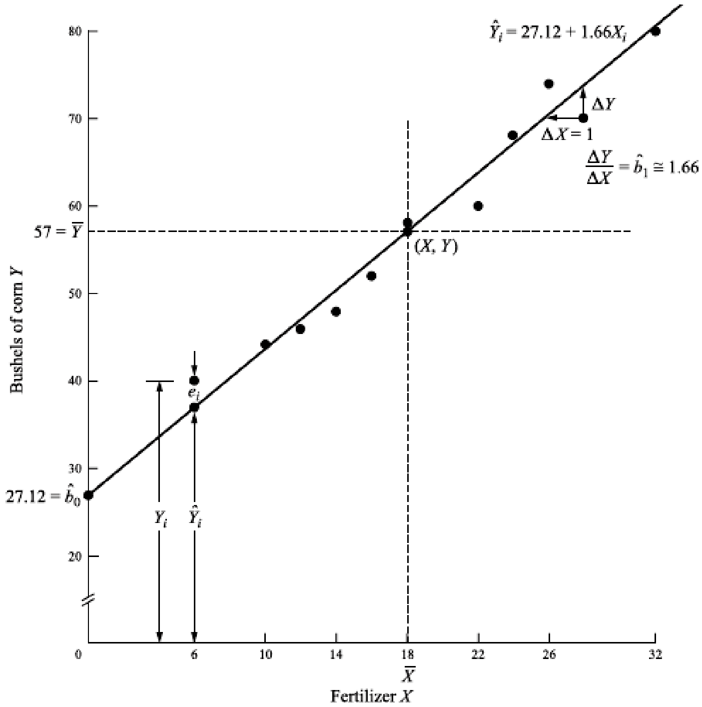
معادل الانحدار المقدرة

$$\hat{Y}_i = 27.12 + 1.66 X_i$$

لذا، فإذا كانت $X_i = 0$ ، فإن $\hat{Y}_i = b_o = 27.12$، وإذا كانت $X_i = 18 = \bar{X}$ فإن $\hat{Y}_i = 27.12 + 1.66(18) = 57 = \bar{Y}$ ، وتكون النتيجة أن خط الانحدار يمر بتقاطع النقطتين $\bar{X}\bar{Y}$

شكل ٣-٢

شكل انحدار الذرة-الأسمدة



٣-٣ اختبار دلالة المعلمات المقدرة

من أجل اختبار الدلالة الإحصائية لتقدير معلمة الانحدار، يتطلب حساب تباين $\hat{b}_0$ و $\hat{b}_1$:

$$Var\ \hat{b}_o = \sigma_u^2 \frac{\sum X_i^2}{n\sum x_i^2} \qquad 3.13$$

$$Var\ \hat{b}_1 = \sigma_u^2 \frac{1}{\sum x_i^2} \qquad 3.14$$

بما أن σ_u^2 غير معروفة، يتم استخدام تباين البواقي S_u^2 كتقدير (غير متحيز) للتباين σ_u^2:

$$S^2 = \sigma_u^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \qquad 3.15$$

حيث تمثل k عدد المعلمات المقدرة.

ثم يتم إعطاء تقدير غير متحيز لتباين $\hat{b}_0$ و $\hat{b}_1$ كما يلي:

$$S_{\hat{b}_0}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum X_i^2}{n\sum x_i^2} \qquad 3.16$$

$$S_{\hat{b}_1}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{1}{\sum x_i^2} \qquad 3.17$$

حيث أن $S_{\hat{b}_0}^2$ و $S_{\hat{b}_1}^2$ هي الأخطاء المعيارية للتقدير. بما أن u_i توزيعها طبيعي، فإن Y_i و $\hat{b}_0$ و $\hat{b}_1$ توزيعها طبيعي، ويمكننا استخدام توزيع t بدرجات حرية $n-k$، لاختبار الفرضيات حول فترات ثقة $\hat{b}_0$ و $\hat{b}_1$.

مثال ٣-٥

اختبار الدلالة الإحصائية

الجدول ٣-٤ يبين الحسابات المطلوبة لاختبار الدلالة الإحصائية لـ $\hat{b}_0$ و $\hat{b}_1$. ويتم الحصول على قيم $\hat{Y}_i$ في الجدول ٣-٤ عن طريق تعويض قيم X_i في معادلة الانحدار المقدرة في مثال ٣-٤. (ويتم الحصول على قيم y_i^2 بواسطة تربيع y_i في جدول ٣-٣)

$$s_{\hat{b}_0}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum X_i^2}{n\sum x_i^2} \cong \frac{47.3056}{10-2} \frac{3816}{10(576)} \cong 3.92 \quad \text{and} \quad s_{\hat{b}_0} = \sqrt{3.92} \cong 1.98$$

$$s_{\hat{b}_1}^2 = \frac{\sum e_i^2}{(n-k)\sum x_i^2} \cong \frac{47.3056}{(10-2)576} \cong 0.01 \quad \text{and} \quad s_{\hat{b}_1} \cong \sqrt{0.01} \cong 0.1$$

Therefore
$$t_0 = \frac{\hat{b}_0 - b_0}{s_{\hat{b}_0}} \cong \frac{27.12-0}{1.98} \cong 13.7 \quad \text{and} \quad t_1 = \frac{\hat{b}_1 - b_1}{s_{\hat{b}_1}} \cong \frac{1.66}{0.1} \cong 16.6$$

جدول رقم ٣-٤

حساب اختبار دلالة معلمات الذرة المنتجة باستخدام الأسمدة

Year	Y_i	X_i	$\hat{Y}_i$	e_i	e_i^e	X_i^2	x_i^2	y_i^2
1	40	6	37.08	2.92	8.5264	36	144	289
2	44	10	43.72	0.28	0.0784	100	64	169
3	46	12	47.04	-1.04	1.0816	144	36	121
4	48	14	50.36	-2.36	5.5696	196	16	81
5	52	16	53.68	-1.68	2.8224	256	4	25
6	58	18	57.00	1.00	1.0000	324	0	1
7	60	22	63.64	-3.64	13.2496	484	16	9
8	68	24	66.96	1.04	1.0816	576	36	121
9	74	26	70.28	3.72	13.8384	676	64	289
10	80	32	80.24	-0.24	0.0576	1024	196	529
n=10				$\sum e_i = 0$	$\sum e_i^2 = 47.3056$	$\sum X_i^2 = 3816$	$\sum x_i^2 = 576$	$\sum y_i^2 = 1634$

جدول رقم ٣-٥

القيم الحرجة لتوزيع t

		مستوى الدلاله				
	ذيل ١ ذيلين ٢	**0.10 0.20**	**0.05 0.10**	**0.025 0.05**	**0.01 0.02**	**0.005 0.01**
درجات الحرية	1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657
	2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
	3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
	4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604
	5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032
	6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
	7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499
	8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355
	9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250
	10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169
	11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
	12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
	13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012
	14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
	15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947
	16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
	17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898
	18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878
	19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
	20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845
	21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
	22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819
	23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
	24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
	25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787
	26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779
	27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771
	28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
	29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756
	30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750
	40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704
	60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660
	90	1.291	1.662	1.987	2.368	2.632
	120	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617
	∞	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

مثال: القيم الحرجة عند مستوى دلالة ١٪ لتوزيع بذيل واحد بدرجات حرية ٢٥ هو ٢,٤٨٥، أما القيمة الحرجة عند مستوى دلالة ٥٪ لاختبار بذيلين لعينة أكبر من ١٢٠ هو ١,٩٦.

تمرين ١

تقدير معادلة الانحدار البسيط $\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\, X_t$ وقيم احصائية t باستخدام البيانات التالية:

X_t	Y_t	$X_t - \bar{X}$	$Y_t - \bar{Y}$	$(X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})$	$(X_t - \bar{X})^2$	$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t$	$\hat{e}_t = Y_t - \hat{Y}_t$	e_t^2
1□	1□	□	□	□	□	□	□	□
2□	1□	□	□	□	□	□	□	□
3□	2□	□	□	□	□	□	□	□
4□	2□	□	□	□	□	□	□	□
5□	4□	□	□	□	□	□	□	□
$\sum=$ $\bar{X}=$ □	$\sum=$ $\bar{Y}=$ □	$\sum=$ □	□	□	□	□	□	□

١- احسب المعاملات التالية:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^{n}(X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^{n}(X_t - \bar{X})^2}$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\,\bar{X}$$

$\sum_{t=1}^{n}(X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y}) =$ ....

$\sum_{t=1}^{n}(X_t - \bar{X})^2 =$ ....

$\hat{\beta} =$ ....

$\hat{\alpha} =$ ....

لذا فإن:

$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t =$ ....

٢- احسب قيم احصائية t

$$t^* = \frac{\hat{\beta}}{se(\hat{\beta})}$$

$$se(\hat{\beta}) = \frac{S^2}{\sum_{t=1}^{T}(X - \bar{X})^2}$$

$$S^2 = \frac{1}{T-k-1}\sum_{t=1}^{T} e_t^2$$

$SSR = \sum_{t=1}^{T} e_t^2 =$ ....

$S^2 =$ ....

$se(\hat{\beta}) =$.........................

وبالتالي فإن $t^* =$.................................

٢- التعليق: ....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

تمرين ٢

تقدير معادلة الانحدار البسيط $\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t$ وقيم احصائية t باستخدام البيانات التالية:

X_t	Y_t	$X_t - \bar{X}$	$Y_t - \bar{Y}$	$(X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})$	$(X_t - \bar{X})^2$	$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t$	$\hat{e}_t = Y_t - \hat{Y}_t$	e_t^2
1☐	3☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
2☐	5☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
3☐	4☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
$\sum =$ $\bar{X} =$ ☐	$\sum =$ $\bar{Y} =$ ☐	$\sum =$ ☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐

المطلوب: قدر معادلة الانحدار، وقيم اختبار t، وعلق على النتائج.

٣-٤ اختبار حسن المطابقة والارتباط

أقرب هذه المشاهدات يقع على خط الانحدار (أي أصغر بواقي)، والانحراف الأكبر هو الانحراف عن Y "المفسر explained" في معادلة الانحدار المقدرة، ومجموع الانحراف يساوي المفسر explained بالإضافة إلى البواقي residual:

$\sum(Y_i-\bar{Y})^2 =$	$\sum(\hat{Y}_i-\bar{Y})^2 +$	$\sum(Y_i-\hat{Y}_i)^2$	
مجموع الانحراف عن Y (أو مجموع المربعات الكلي)	الاختلاف المفسر في Y (أو مجموع مربعات الانحدار)	فرق البواقي عن Y (مجموع مربعات الأخطاء)	3.18
$(TSS)] =$	$(RSS)] +$	$(ESS)]$	

نقسم كلا الجانبين على TSS:

$$1=\frac{RSS}{TSS}+\frac{ESS}{TSS}$$

يتم تعريف معامل التحديد، أو R^2 على أنه نسبة مجموع الانحراف عن Y "المفسر" من انحدار Y على X:

$$R^2=\frac{RSS}{TSS}=1-\frac{ESS}{TSS} \qquad 3.19$$

يمكن حساب R^2 كما يلي:

$$R^2=\frac{\sum\hat{y}^2}{\sum y_i^2}=1-\frac{\sum e_i^2}{\sum y_i^2} \qquad 3.20$$

حيث أن

$$\sum\hat{y}^2=\sum(\hat{Y}_i-\bar{Y})^2$$

يقع مدى قيمة R^2 بين ٠ (عندما لا تستطيع معادلة الانحدار تفسير أي من الاختلافات في Y) و ١ (عندما تقع جميع النقاط على خط الانحدار). ويعطى معامل الارتباط r كما يلي:

$$r=\sqrt{R^2}=\frac{\operatorname{cov}(X,Y)}{\sigma_X\sigma_Y}=\sqrt{\hat{b}_1\frac{\sum x_iy_i}{\sum y_i^2}} \qquad 3.21$$

تتراوح قيمة r بين -١ (لارتباط خطي كامل سلبي) و ١ (لعلاقة خطية كاملة إيجابية)، ولا تعني العلاقة السببية أو التبعية. ويمكن أن تستخدم البيانات النوعية، رتبة أو معامل الارتباط (سبيرمان) r'.

مثل ٣-٦

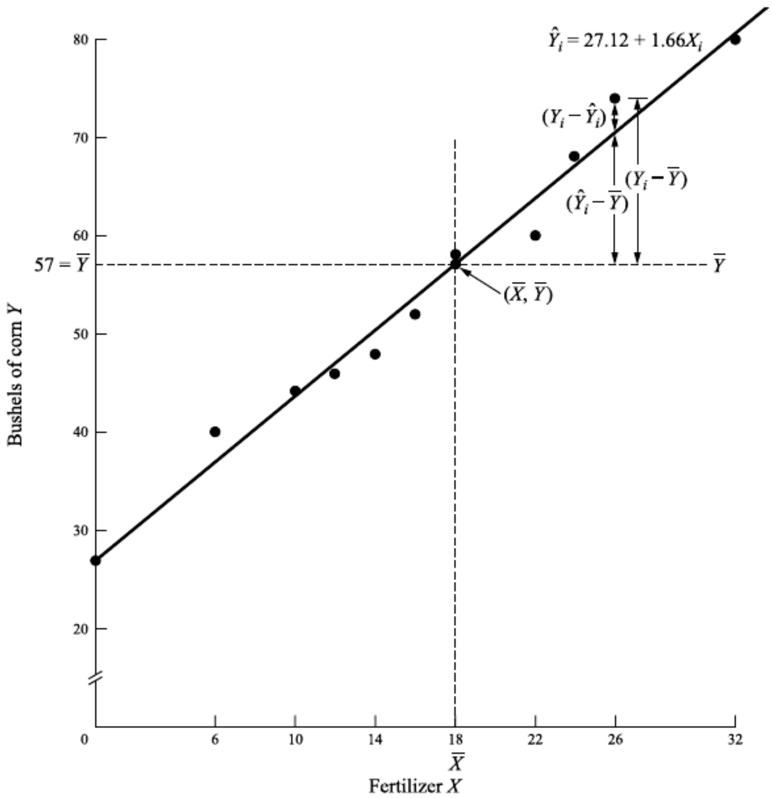
معامل التحديد

نحصل على معامل التحديد لمثال الذرة والأسمدة من الجدول ٣-٤:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum y_i^2} \cong 1 - \frac{47.31}{1634} \cong 1 - 0.0290 \cong 0.9710, \quad or\ 97.10\%$$

تفسر معادلة الانحدار حوالي ٩٧ ٪ من التباين الكلي في ناتج الذرة، وتُعزى النسبة المتبقية ٣٪ إلى العوامل المدرجة في حد الخطأ، ثم $r = \sqrt{R^2} \cong \sqrt{0.9710} \cong 0.9854$ أو 98.54%، وكانت موجبة لأن $\hat{b}_1$ موجبة، ويوضح الشكل ٣-٣ الاختلاف الكلي والمفسر والمتبقي من Y.

شكل ٣-٣



٣-٥- خصائص مقدرات المربعات الصغرى العادية

المربعات الصغرى العادية (OLS) هي أفضل المقدرات الخطية غير المنحازة المقدرة best linear unbiased estimators (BLUE). ويعني عدم وجود تحيز:

$$E(\hat{b}) = b$$

فإن □ $\text{التحيز} = E(\hat{b}) - b$

أفضل غير المنحاز أو فعال يعني أصغر تباين، وبالتالي مقدرات المربعات الصغرى العادية هي الأفضل بين جميع المقدرات الخطية غير المتحيزة، وهذه تسمى نظرية جاوس وماركوف. أحياناً، يريد الباحث مقايضة بعض التحيز بأصغر تباين والتقليل من خطأ مربع الوسط MSE:

$$\text{MSE}(\hat{b}) = E(\hat{b} - b)^2 = \text{var}(\hat{b}) + (\hat{b}\ \text{تحيز}\ )^2$$

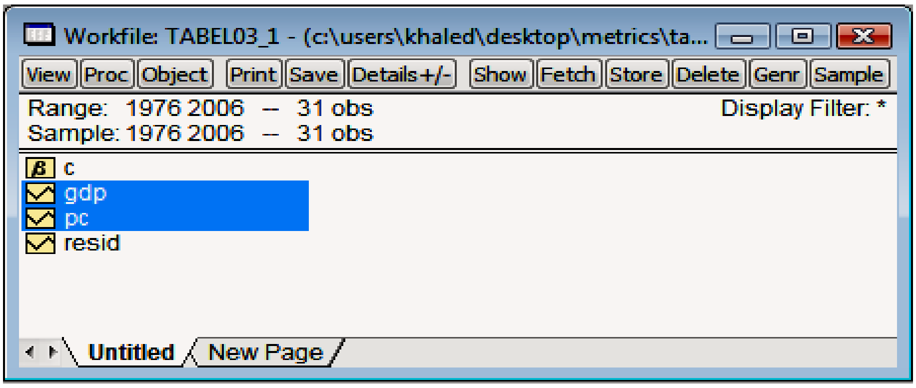
يكون المقدر (estimator) متسق (consistent) إذا كان حجم العينة يقترب من اللانهاية وقيمتها تقترب من المعلمة الحقيقية (أي أنها غير متحيزة مقاربة) وتوزيعه يقترب من المعلمة الحقيقية.

٣-٦- تطبيقات عملية

سيكون مدار الحديث في هذا الجزء عن نموذج الانحدار الخطي البسيط واستخدامه في تقدير دالة الاستهلاك في الأردن، وسنعرض كذلك إمكانية الرسم في EViews ونبين كيفية استخدام البرنامج لحساب مرونة الاستهلاك بالنسبة للدخل، والتنبؤ بالإنفاق على الاستهلاك من خلال نتائج الانحدار. بداية سنفتح ملف tabel3_1.wfi حيث PC الإنفاق على الاستهلاك الخاص و GDP الناتج المحلي الإجمالي، مع ملاحظة أن الملف يحتوى على معاملات التقدير C والبواقي RESID.

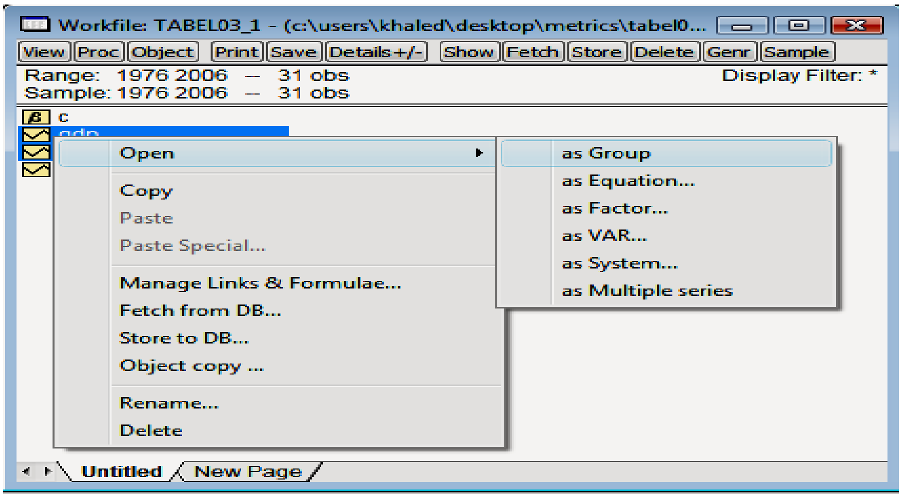
أ- رسم بيانات الاستهلاك

لإنشاء شكل انتشار لبيانات الاستهلاك أنقر على سلسلة PC لاختيارها، واضغط بعد ذلك على (Ctrl) وأنقر على سلسلة GDP لإضافتها إلى خياراتك.

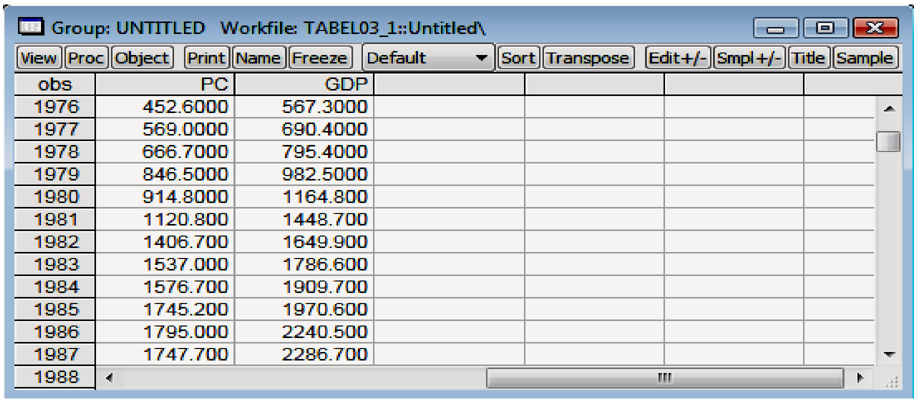


ملاحظة: يعمل EViews على أن يكون ترتيب المتغير الذي يتم اختياره أولاً على المحور السيني.

- أنقر نقرتين على أي مكان على السلسلة المضاءة واختر Open as Group لعرض محتويات السلاسل.

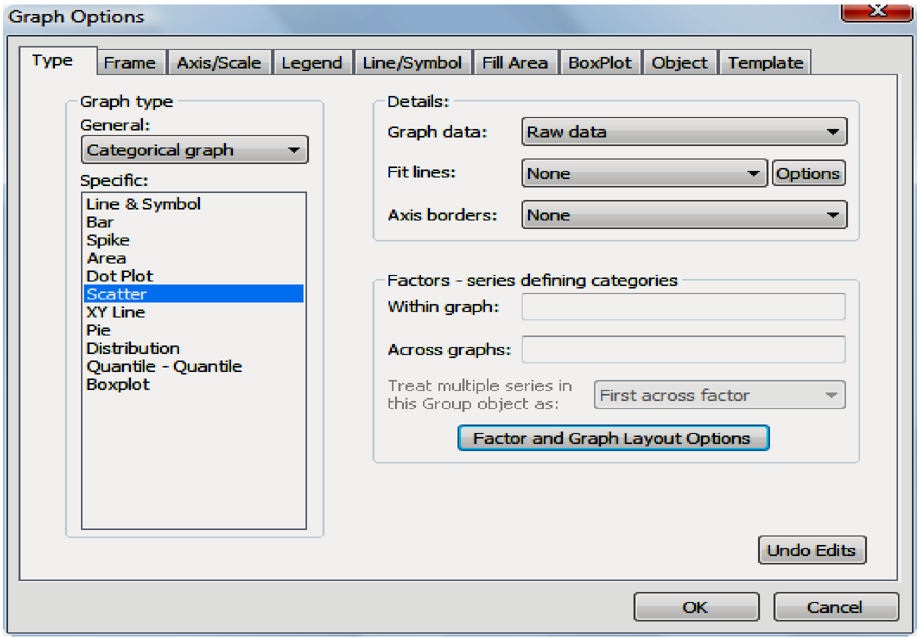


هذا يفتح الجدول ويعرض بيانات السلاسل الزمنية.

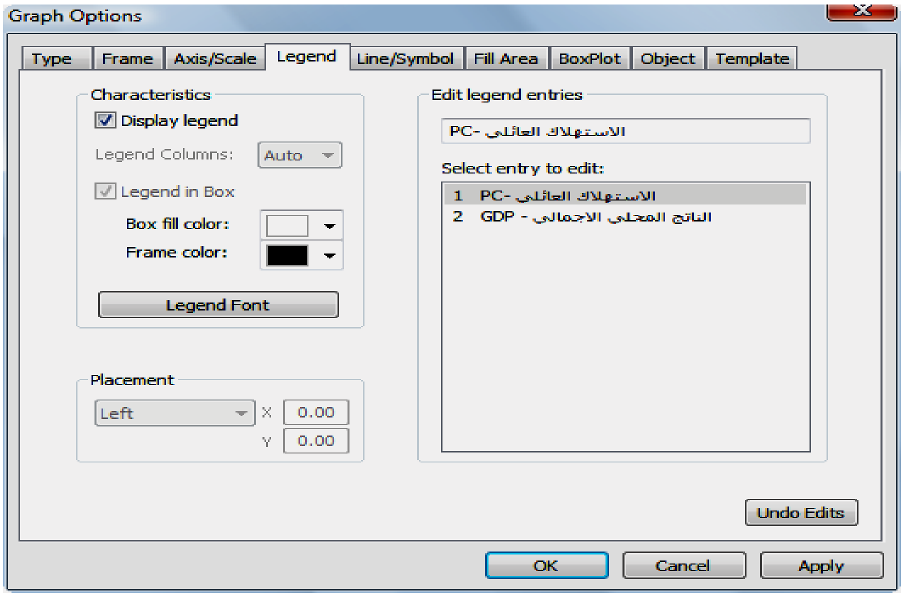


obs	PC	GDP
1976	452.6000	567.3000
1977	569.0000	690.4000
1978	666.7000	795.4000
1979	846.5000	982.5000
1980	914.8000	1164.800
1981	1120.800	1448.700
1982	1406.700	1649.900
1983	1537.000	1786.600
1984	1576.700	1909.700
1985	1745.200	1970.600
1986	1795.000	2240.500
1987	1747.700	2286.700
1988		

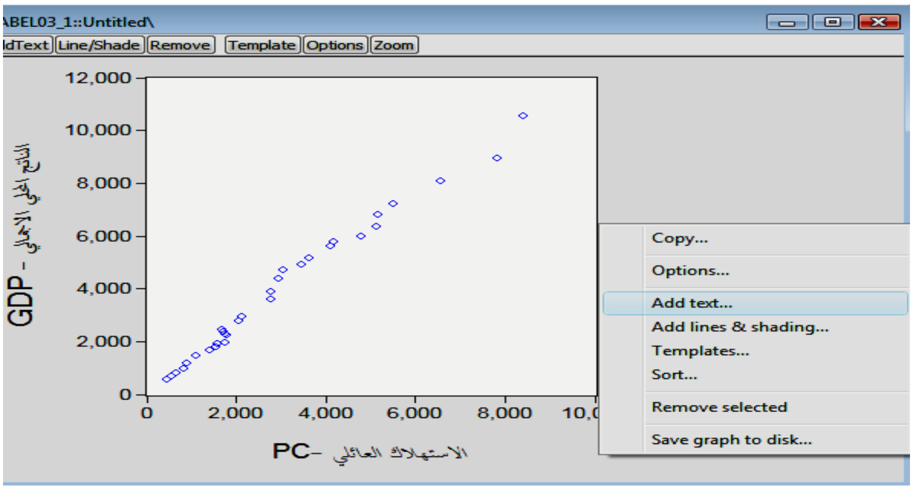
- سنغير المجموعة المعروضة بالنقر على View.
- لرسم شكل الانتشار Scatter اختر Graph/Scatter كما يظهر أدناه.



تستطيع إضافة العنوان وتعريف المحاور وذلك بالنقر نقرتين على PC و GDP وإضافة العبارة التي تريد إضافتها، كما هو مبين في الشكل أدناه.



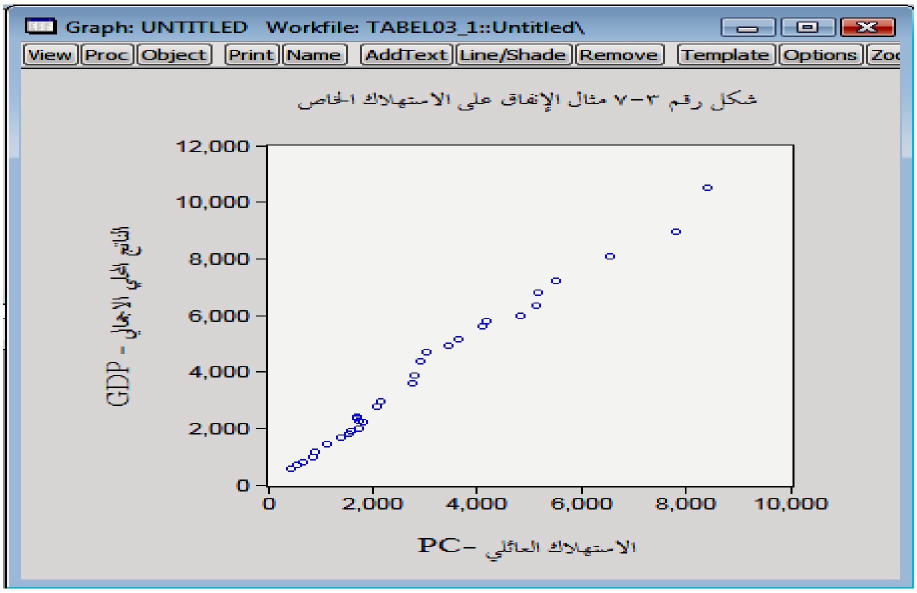
لإضافة عنوان للشكل انقر right-click في أي مكان في الرسم واختر Add text.



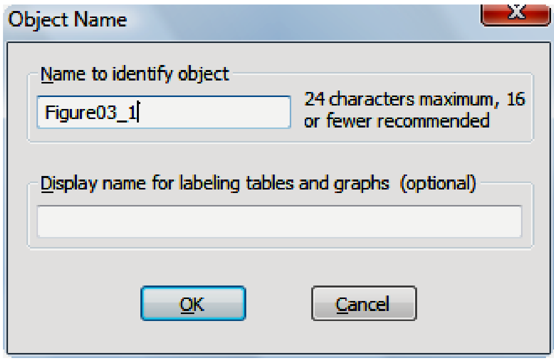
بعد إدخال العنوان إلى المستطيل Text labels أختر Central من Justification لتوسيط العنوان، واختر Top من Position لتحديد موقعة في الأعلى.



سيظهر الشكل بعنوان وتعريف للمحاور.

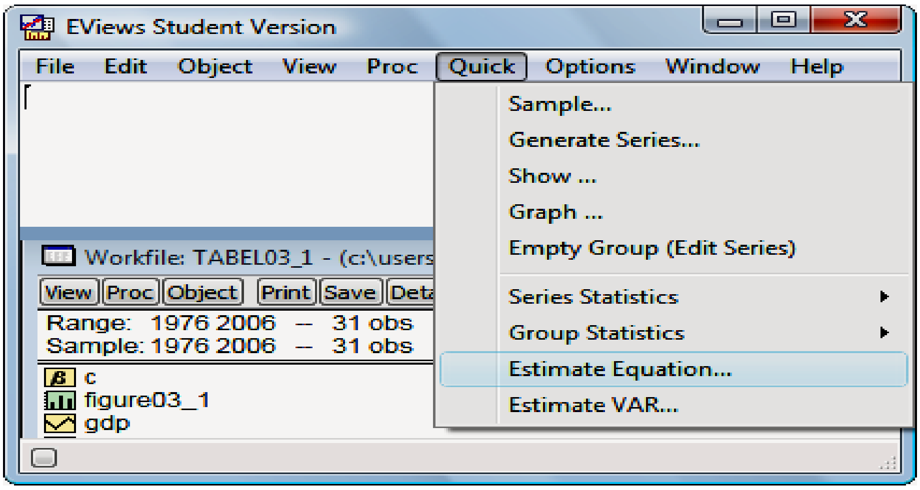


- لتخزين الشكل أنقر على **Name** واكتب Figure03_1 وانقر OK.

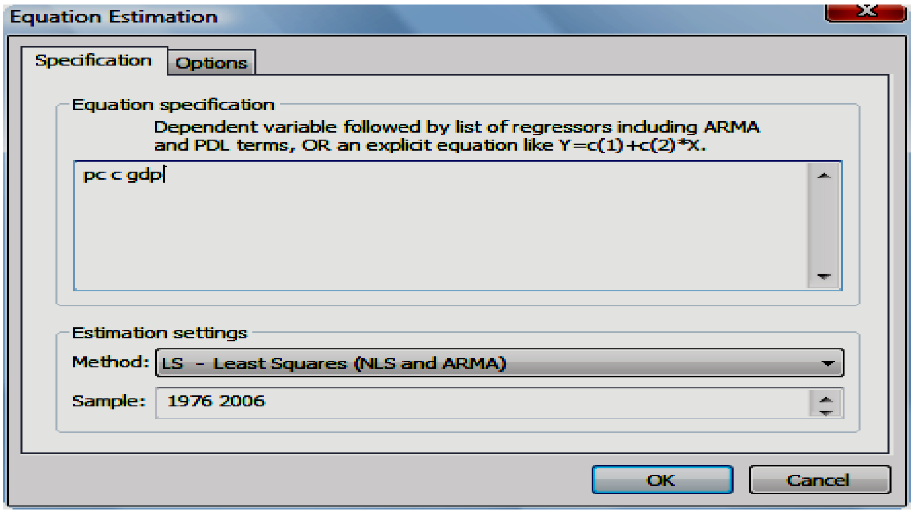


٢- تقدير الانحدار البسيط

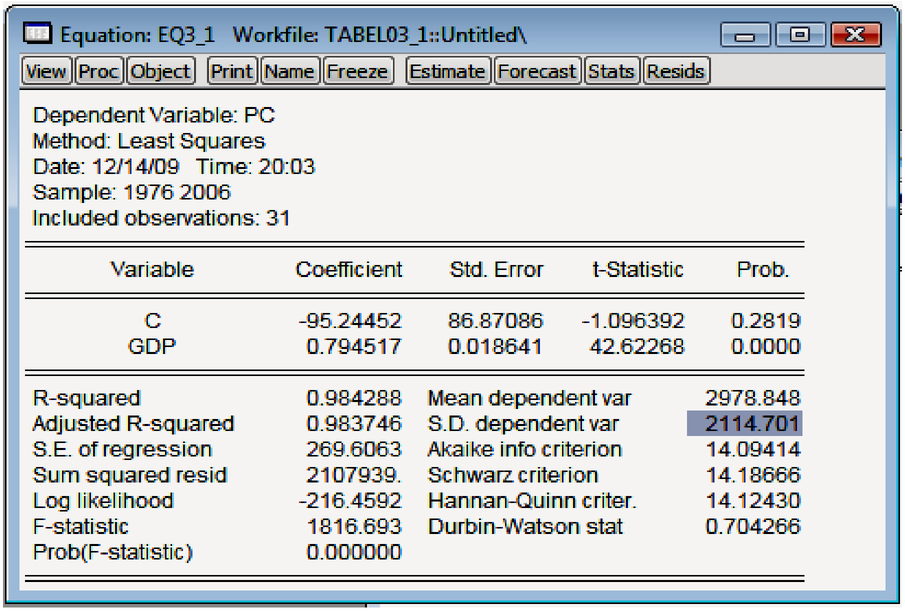
لتقدير المعلمة b_1 و b_2 لمعادلة الاستهلاك اختر **Quick/Estimate Equation** من قائمة نافذة EViews.



في مربع توصيف المعادلة Equation Specification اكتب المتغير التابع PC ثم C الحد الثابت ثم المتغير المستقل GDP، مع ملاحظة أن شاشة Estimation Settings تتضمن أسلوب التقدير الذي تريده، ويكون الخيار التلقائي: المربعات الصغرى Least Squares، ويبين كذلك فترة الدراسة أو العينة Sample التي هي ١٩٧٦ ٢٠٠٦، ثم أنقر OK.



تظهر نتائج تقدير الانحدار، ونستطيع تسمية المعادلة وتخزينها مؤقتاً في الملف بالنقر على Name في شريط أدوات المعادلة ونسميها EQ3_1.


Equation: EQ3_1 Workfile: TABEL03_1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PC
Method: Least Squares
Date: 12/14/09 Time: 20:03
Sample: 1976 2006
Included observations: 31

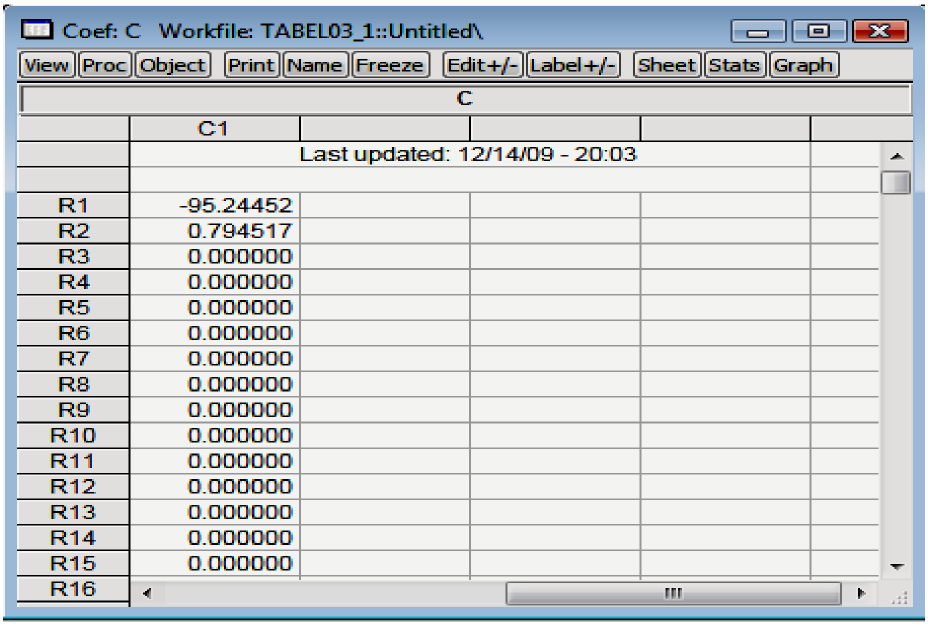
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-95.24452	86.87086	-1.096392	0.2819
GDP	0.794517	0.018641	42.62268	0.0000

R-squared	0.984288	Mean dependent var	2978.848
Adjusted R-squared	0.983746	S.D. dependent var	2114.701
S.E. of regression	269.6063	Akaike info criterion	14.09414
Sum squared resid	2107939.	Schwarz criterion	14.18666
Log likelihood	-216.4592	Hannan-Quinn criter.	14.12430
F-statistic	1816.693	Durbin-Watson stat	0.704266
Prob(F-statistic)	0.000000		

تظهر النتائج أن $b_1 = -95.24452$، وأن القيمة المقدرة لمعامل الميل على متغير الناتج المحلي الإجمالي GDP هي $b_2 = 0.794517$ ويكون تفسير b_2 على النحو التالي: زيادة الدخل (الناتج المحلي الإجمالي) في الأردن

بمقدار دينار واحد سيكون من المتوقع زيادة الإنفاق على الاستهلاك الخاص بمقدار ٧٩ قرش مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

في نافذة ملف العمل أنقر نقرتين على المصفوفة C التي تحتوي معاملات آخر انحدار تم تقديره، وتحتوي مصفوفة resid بواقي المربعات الصغرى من آخر انحدار تم تقديره.



Coef: C Workfile: TABEL03_1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

C

	C1
	Last updated: 12/14/09 - 20:03
R1	-95.24452
R2	0.794517
R3	0.000000
R4	0.000000
R5	0.000000
R6	0.000000
R7	0.000000
R8	0.000000
R9	0.000000
R10	0.000000
R11	0.000000
R12	0.000000
R13	0.000000
R14	0.000000
R15	0.000000
R16	

تعرّف مرونة الدخل Income elasticity كما يلي:

$$\varepsilon = \frac{\Delta GDP/GDP}{\Delta PC/PC} = \frac{\Delta GDP}{\Delta PC}.\frac{PC}{GDP} = \beta_2.\frac{PC}{GDP} \square$$

والتي تطبق بإحلال القيم المقدرة محل القيم المجهولة كما يلي:

$$\hat{\varepsilon} = b_2.\frac{\overline{C}}{\overline{Y}} = 0.794517 \times \frac{3869.132}{2978.848} = 1.032$$

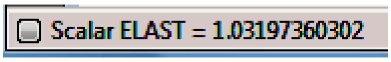
ولحساب مرونة الطلب الدخلي من خلال نافذة أوامر EViews اكتب الأمر التالي واضغط *Enter*.

```
Scalar elast = eq3_1.@coefs(2)*@mean(gdp)/@mean(pc)
```

Or,

Scalar elast = @coefs(2)*@mean(gdp)/@mean(pc)

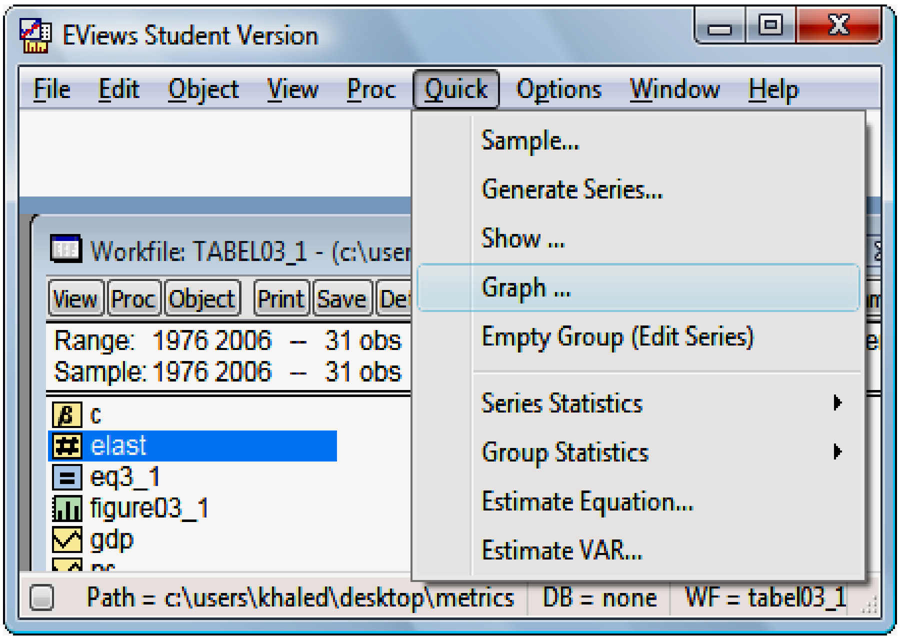
لاحظ أن الرقم **elast** هو قيمة واحدة، ولعرض هذه القيمة أنقر نقرتين على elast في ملف العمل ستظهر هذه القيمة على شكل خط في أسفل نافذة Eviews الرئيسية.



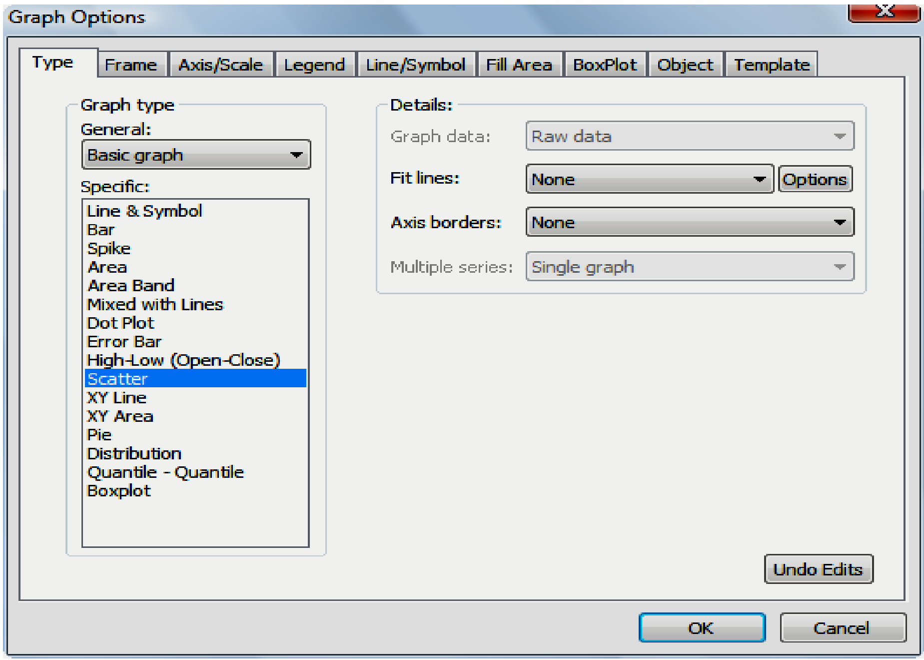
٣ـ رسم الأنحدار البسيط

لرسم الانحدار الخطي:

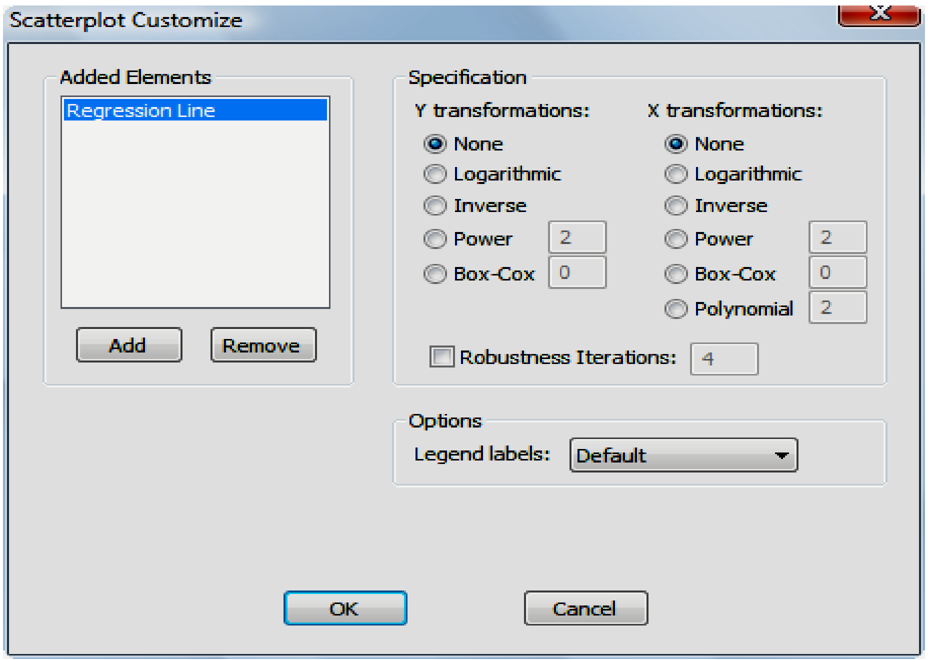
- أنقر على ***Quick/Graph*** في شريط الأدوات الرئيسي.



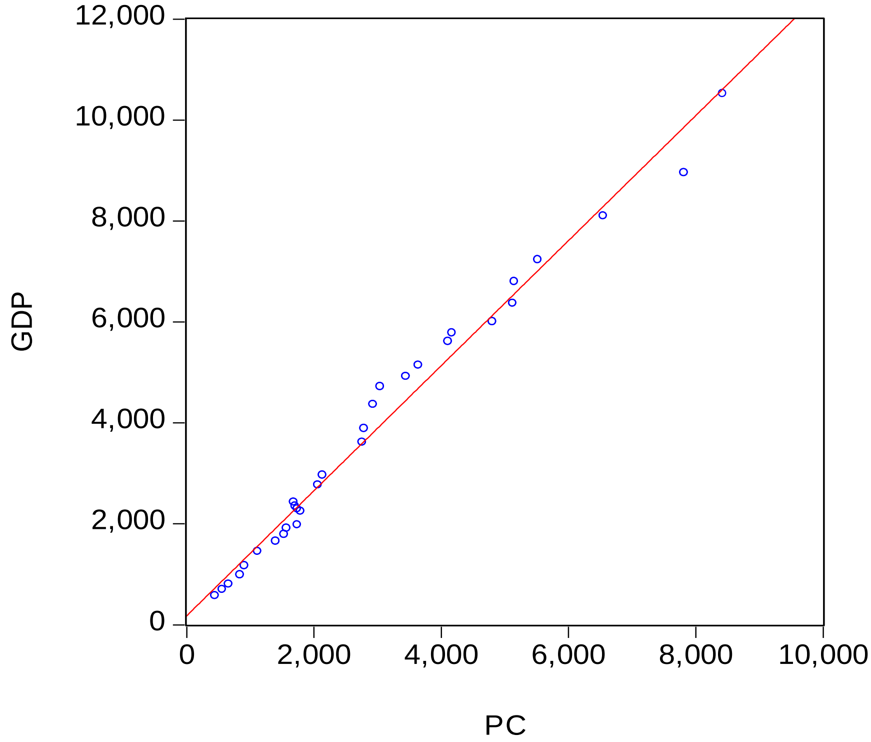
- في مستطيل Series List أكتب GDP PC وانقر OK.
- اختر Scatter من Graph Type.



- أنقر على Option واختر Regression Line وانقر OK.



سيظهر شكل الانحدار، وتستطيع إضافة أسماء المحاور والعنوان وتستطيع لصق الشكل إلى أي وثيقة تريدها.



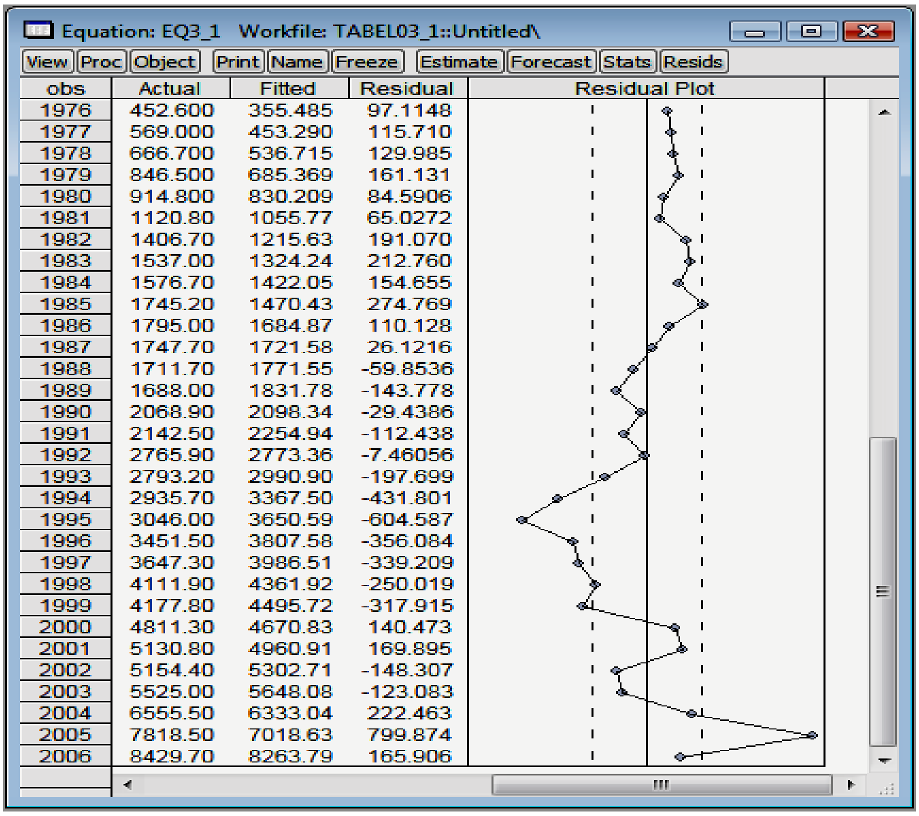
٤- رسم بواقي الانحدار البسيط (المربعات الصغرى)

لإنشاء شكل للبواقي مقارنة بالدخل:

- أنقر **Quick Graph**.
- في قائمة **Series List** أكتب **resid** وانقر OK.
- تحت **Graph Type** اختر الشكل الذي تريده وانقر OK.

لاختبار البواقي والقيم المقدرة في الشاشة التي تحتوي الناتج أنقر

View/Actual, Fitted Residual/Actual, Fitted Residual Table



Equation: EQ3_1 Workfile: TABEL03_1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1976	452.600	355.485	97.1148	
1977	569.000	453.290	115.710	
1978	666.700	536.715	129.985	
1979	846.500	685.369	161.131	
1980	914.800	830.209	84.5906	
1981	1120.80	1055.77	65.0272	
1982	1406.70	1215.63	191.070	
1983	1537.00	1324.24	212.760	
1984	1576.70	1422.05	154.655	
1985	1745.20	1470.43	274.769	
1986	1795.00	1684.87	110.128	
1987	1747.70	1721.58	26.1216	
1988	1711.70	1771.55	-59.8536	
1989	1688.00	1831.78	-143.778	
1990	2068.90	2098.34	-29.4386	
1991	2142.50	2254.94	-112.438	
1992	2765.90	2773.36	-7.46056	
1993	2793.20	2990.90	-197.699	
1994	2935.70	3367.50	-431.801	
1995	3046.00	3650.59	-604.587	
1996	3451.50	3807.58	-356.084	
1997	3647.30	3986.51	-339.209	
1998	4111.90	4361.92	-250.019	
1999	4177.80	4495.72	-317.915	
2000	4811.30	4670.83	140.473	
2001	5130.80	4960.91	169.895	
2002	5154.40	5302.71	-148.307	
2003	5525.00	5648.08	-123.083	
2004	6555.50	6333.04	222.463	
2005	7818.50	7018.63	799.874	
2006	8429.70	8263.79	165.906	

يظهر جدولاً يتضمن قيم PC وقيم $\hat{Y}$ المقدرة وبواقي المربعات الصغرى $\hat{e}$.

أنقر على View/Representation سترى أن المعادلة المقدرة لها عدة أشكال، أختر المعادلة التي تقع أسفل Substituted Coefficients، ولنسخ المعادلة اختر Edit/Copy أو Ctrl + C ثم لصقها في أي وثيقة وذلك باستخدام Edit/Paste أو Ctrl+V فتكون النتيجة كما يلي:

PC = -95.2445157803 + 0.794517400244*GDP

والتي يمكن تعديلها لتصبح:

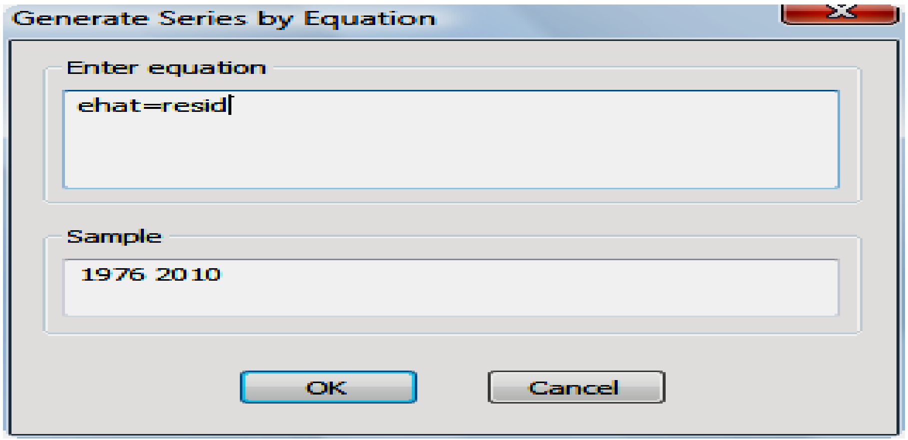
$$PC_t = -95.245 + 0.795\ GDP_t$$

أنقر **View/Estimation output** يعيدك إلى نتائج الانحدار.

٤ـ تخزين البواقي

لتخزين البواقي لاستخدامها فيما بعد، يتوجب عليك إنشاء متغير جديد على شكل سلسلة، ففي شاشة ملف العمل انقر على **Genr** 

أنشئ متغيراً جديداً وسمه Ehat الذي يحتوي البواقي واكتب في المستطيل الظاهر ما يلي:



أنقر OK، أو أكتب في سطر الأوامر **Series ehat=resid**

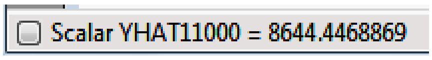
٥ـ استخدام EViews للتنبؤ من خلال نموذج الانحدار البسيط

للتنبؤ بالإنفاق على الاستهلاك الخاص عندما يكون الناتج المحلي قدره ١١٠٠٠ مليون دينار أكتب الأمر التالي في خانة الأوامر واضغط Enter:

scalar yhat11000= -95.2445157803 + 0.794517400244*(11000)□

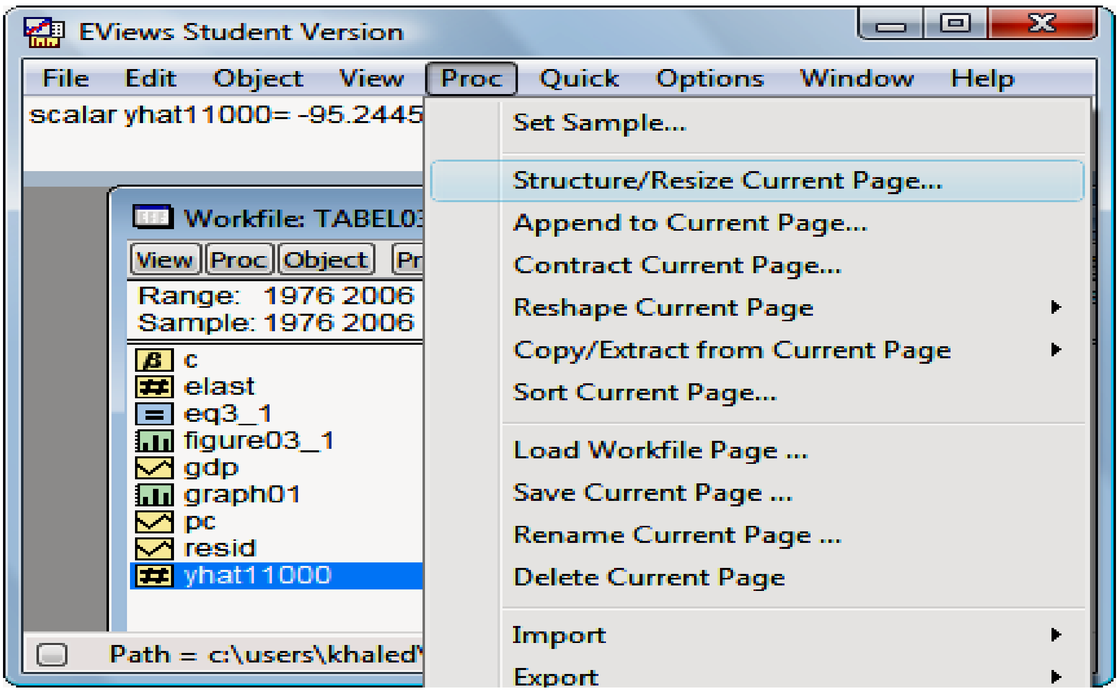
هذه هي القيمة المتوقعة (٨٦٤٤,٤) عندما يكون الناتج المحلي الإجمالي ١١٠٠٠ دينار، ولاستعادة المعادلة انقر View/Representation من المعادلة eq3_1 وانسخ نص المعادلة كما هي من تحت العنوان Substituted Coefficients وألصقها (نص المعادلة) إلى شاشة أوامر EViews.

قيمة Yhat11000 مكونة من قيمة واحدة، ولعرض هذه القيمة انقر نقرتين على Yhat11000 في الملف ستظهر القيمة على شكل سطر في أسفل شاشة EViews الأساسية.

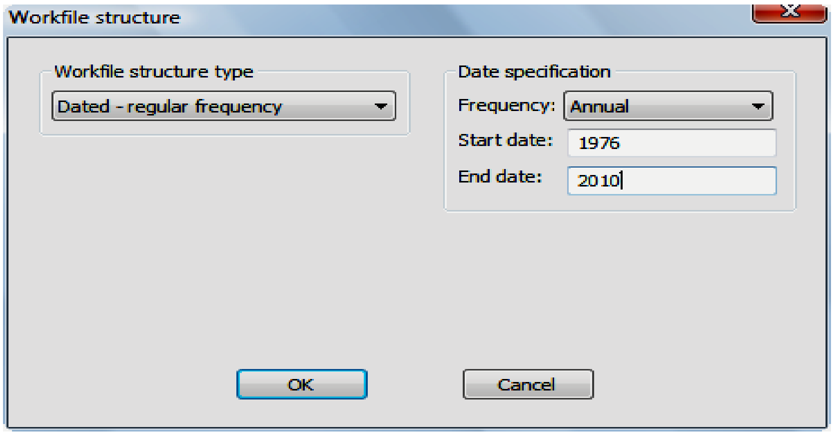


الإجراء الأكثر تعميماً ومرونة هو استخدم مقدرة EViews:

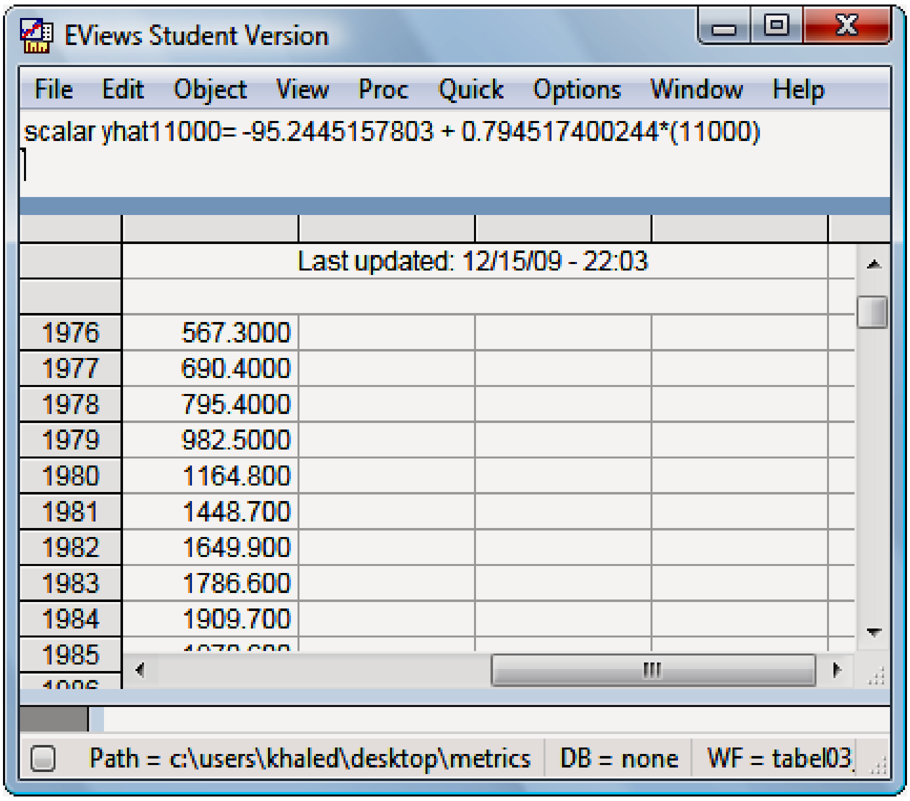
- من اجل التنبؤ يجب إدخال مشاهدات الناتج المحلي الإجمالي GDP التي تريد التنبؤ بها، أنقر في نافذة الملف الرئيسي **proc/structure/Resize Current Page**.



- غيّر نهاية سلسلة المشاهدات إلى ٢٠١٠.

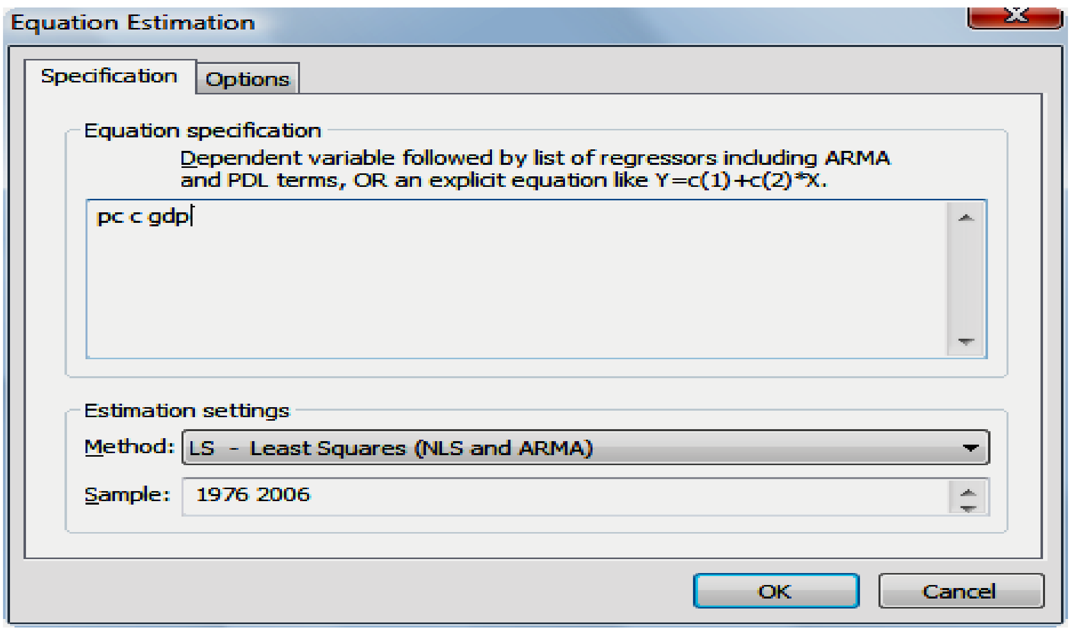


- يجب تعديل سلسلة (الدخل) GDP لإدخال بيانات جديدة، وأنقر نقرتين على اسم المتغير GDP في الشاشة الرئيسية وانقر على زر ***Edit+/-*** في شاشة السلاسل والتي تجعل EViews في حالة تعديل.

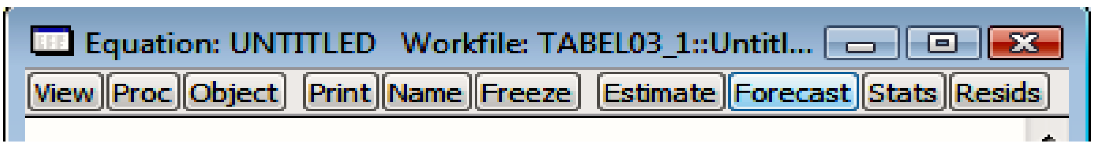


- حرك المؤشر باتجاه الأسفل إلى أن ترى *NA* في خلايا المشاهدات للسنوات ٢٠٠٧-٢٠١٠، أنقر على خلية المشاهدة ٢٠٠٧ وادخل الرقم ١١٠٠٠ وأدخل في خلايا السنوات ٢٠٠٨-٢٠١٠ الأرقام التالية: ١١٥٠٠ و ١٢٠٠٠ و ١٢٥٠٠ على التوالي، وعندما تنتهي من الإدخال أنقر على زر **_Edit+/-_** مرة أخرى لإغلاقها.

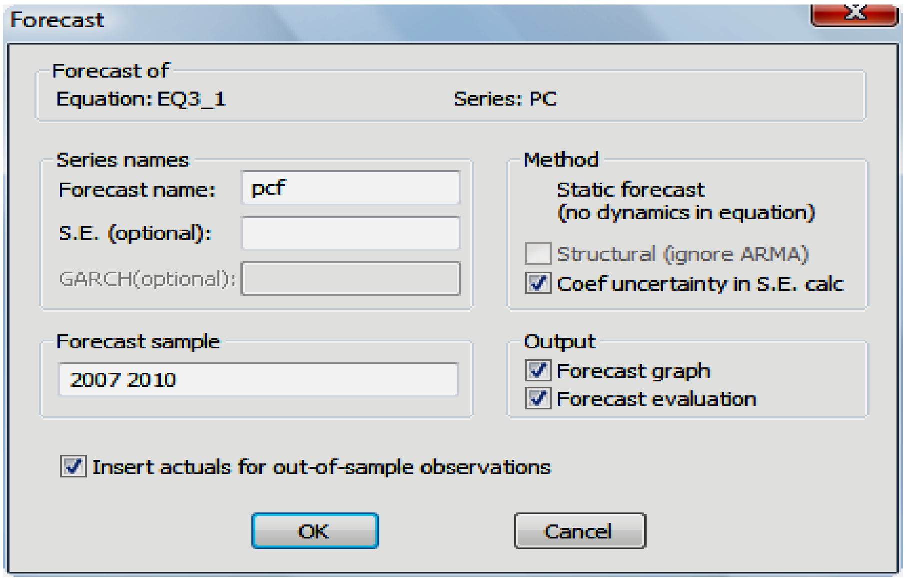
- للتنبؤ أعد تقدير النموذج أولاً بالبيانات الأصلية (للفترة ١٩٧٦-٢٠٠٦) وانقر **_Quick/Estimate Equation_** وأدخل المعادلة آخذاً بعين الاعتبار أن المشاهدات المستخدمة هي للفترة ١٩٧٦-٢٠٠٦.



- لتقدير النموذج المتوقع انقر على زر **_Forecast_** في نافذة المعادلة.

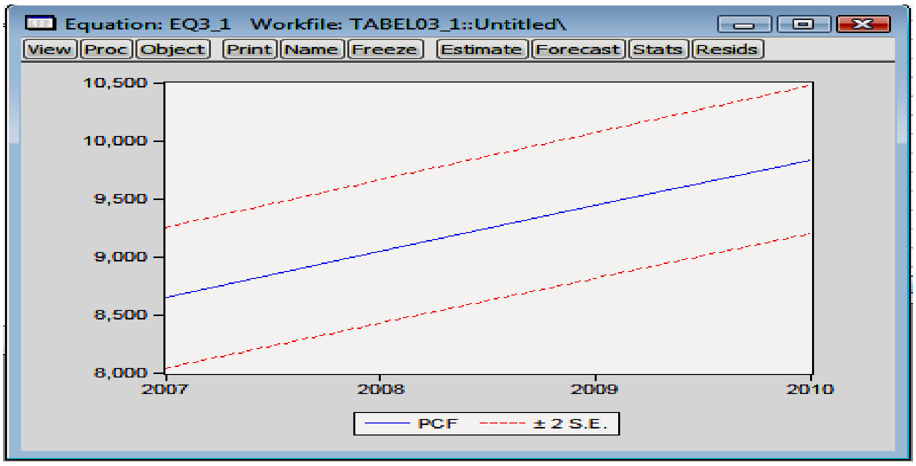


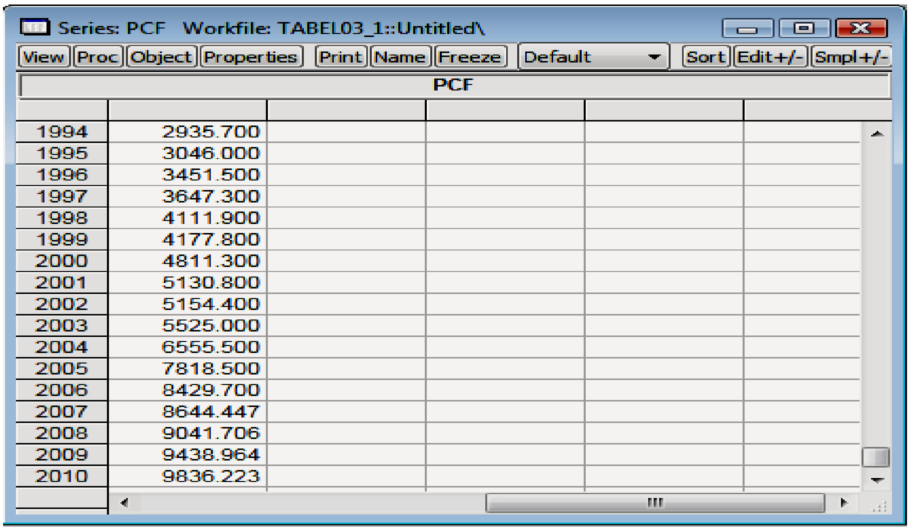
- سيظهر المربع التالي:



سيحدد EViews أسم السلسلة المتوقعة بـ *pcf* تلقائياً، فإذا أردت اسماً آخراً أدخله، وحدد الفترة الزمنية في خانة *Forecast sample* لتكون ٢٠٠٧ إلى ٢٠١٠، مع تجاهل الخيارات الأخرى، وانقر OK.

- سيظهر الشكل مبيناً مسار مقدار المشاهدات ٢٠٠٧-٢٠١٠ على طول الخط المسمى ± 2 S.E، ولترى القيم المقدرة نفسها في شاشة ملف العمل انقر نقرتين على السلسلة المسماة *pcf* وانزل بالمؤشر إلى أسفل، سترى أربع قيم متوقعة تقابل الدخل ١١٠٠٠ و ١١٥٠٠ و ١٢٠٠٠ ١٢٥٠٠ والقيمة في الخلية ٢٠٠٧ هي ٨٦٤٤,٤٤٧.





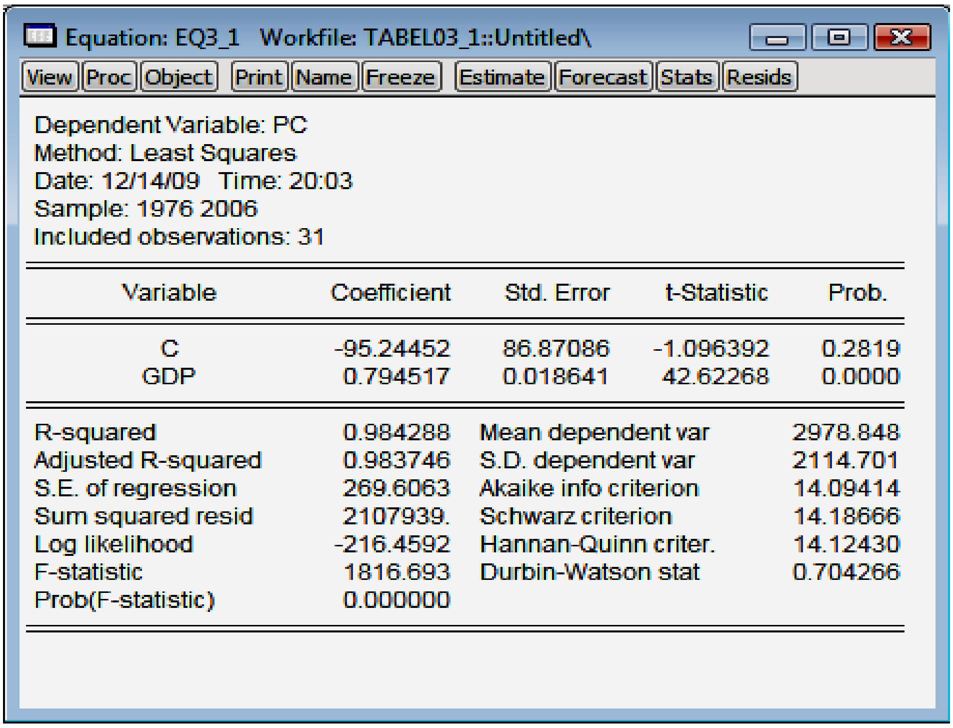
Series: PCF Workfile: TABEL03_1::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/-

	PCF
1994	2935.700
1995	3046.000
1996	3451.500
1997	3647.300
1998	4111.900
1999	4177.800
2000	4811.300
2001	5130.800
2002	5154.400
2003	5525.000
2004	6555.500
2005	7818.500
2006	8429.700
2007	8644.447
2008	9041.706
2009	9438.964
2010	9836.223

٦ـ تقدير التباين Variance والتباين المشترك Coveriance

افتح الملف table03_1 الذي يتضمن المعادلة EQ3_1.



Equation: EQ3_1 Workfile: TABEL03_1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PC
Method: Least Squares
Date: 12/14/09 Time: 20:03
Sample: 1976 2006
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-95.24452	86.87086	-1.096392	0.2819
GDP	0.794517	0.018641	42.62268	0.0000

R-squared	0.984288	Mean dependent var	2978.848
Adjusted R-squared	0.983746	S.D. dependent var	2114.701
S.E. of regression	269.6063	Akaike info criterion	14.09414
Sum squared resid	2107939.	Schwarz criterion	14.18666
Log likelihood	-216.4592	Hannan-Quinn criter.	14.12430
F-statistic	1816.693	Durbin-Watson stat	0.704266
Prob(F-statistic)	0.000000		

تتضمن النتائج بعض المعلومات المهمة التالية:

- يبين مجموع مربع بواقي المربعات الصغرى $\sum \hat{e}_t^2$ أنها Sum squared resid وتساوي 2107936
- لا يظهر Eviews درجات الحرية بشكل صريح (T-2) لكنه يظهر عدد المشاهدات كما يلي:
  Included observations: 31

لا يبين EViews القيمة المقدرة لتباين الخطأ هي $\hat{\sigma}^2 = \sum \hat{e}_t^2 / (T-2)$ إنما يبين قيمة الخطأ المعياري المقدرة $\hat{\sigma}$ مثل "S.E. of regression 269.606" والخطأ المعياري للانحدار وهي تختلف عن S.D. dependent var 2114.701 الانحراف المعياري لعينة قيم المتغير التابع y.

- لعرض التباين والتباين المشترك المقدر للمربعات الصغرى في نافذة تقدير الناتج، أنقر View, Covariance Matrix

Equation: EQ3_1 Workfile: TABEL03_1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Coefficient Covariance Matrix

	C	GDP
C	7546.546	-1.344432
GDP	-1.344432	0.000347

- يبين العمود الثالث المعنون ب std. Error أن الخطأ المعياري المقدر للمعاملات يساوي $se(b_1) = 86.870$ و $se(b_2) = 0.018$، ومن ثمّ فإن تباين المعاملات المقدر يساوي $\mathrm{var}(b_1) = 7546.40$ و $\mathrm{var}(b_2) = 0.0\;\;0$ والتي هي مربع الخطأ المعياري مثل $\mathrm{var}(b_1) = [se(b_1)]^2$ و $\mathrm{var}(b_2) = [se(b_2)]^2$

٧ـ قياس حسن المطابقة Goodness of Fit

أ ـ حساب معامل التحديد R^2

يقيس معامل التحديد نسب الاختلاف في المتغير التابع y الذي يبينه الانحدار وهو أول قيمة تظهر أسفل جدول معاملات الانحدار، وهو في مثال دالة الاستهلاك $R^2 = 0.984288$ وهو يشير إلى أن ٩٨٪ من التغير في الاستهلاك يشرحه التغير في الدخل.

تظهر نتائج الانحدار في EViews أن $R^2 = 1 - SSE/SST$ كما في نتائج تقرير المعادلة EQ3_1 التي تظهر معاملات الانحدار:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-95.24452	86.87086	-1.096392	0.2819
GDP	0.794517	0.018641	42.62268	0.0000

R-squared	0.984288	Mean dependent var	2978.848
Adjusted R-squared	0.983746	S.D. dependent var	2114.701
S.E. of regression	269.6063	Akaike info criterion	14.09414
Sum squared resid	2107939.	Schwarz criterion	14.18666
Log likelihood	-216.4592	Hannan-Quinn criter.	14.12430
F-statistic	1816.693	Durbin-Watson stat	0.704266
Prob(F-statistic)	0.000000		

لحساب هذه القيمة في هذه النافذة فإنه يتطلب معرفة مجموع مربعات بواقي المربعات الصغرى SSE التالية:

Sum squared resid   2107939

نحصل على مجموع المربعات الكلية من:

S.D. dependent var   2114.701

لذا فإن الانحراف المعياري للعينة لقيم y التي هي (S.D. dependent var) هي:

$$S.D.\ dependent\ var = S_y = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{N-1}}$$

فإذا تم تربيع هذه القيمة وضربها في *N-1* نحصل على:

$$\sum(y_i - \bar{y})^2 = (N-1)S_y^2$$

نستطيع الحصول عليها يدوياً أو الحصول عليها بعد تقدير نموذج الانحدار وتخزينه بواسطة EViews متضمناً:

الانحراف المعياري للمتغير التابع	***@sddep***
مجموع مربعات البواقي	***@ssr***

لذا لحساب R^2 نستخدم الأوامر التالية:

Scalar sst = (N-1)*(@**sddep**)^2

Scalar r2 = 1-@**ssr/sst***

وتحسب القيمة N كما يلي:

***Scalar n* = @regobs**

ب- تحليل الارتباط

نستطيع حساب R^2 في نموذج الانحدار البسيط وذلك بتربيع معامل الارتباط بين X و Y أو تربيع معامل الارتباط بين Y والقيم المتوقعة، وتحسب الدالة **@cor** الارتباط بين المتغيرين:

Scalar r2_xy = (@**cor(gdp,pc))^2***

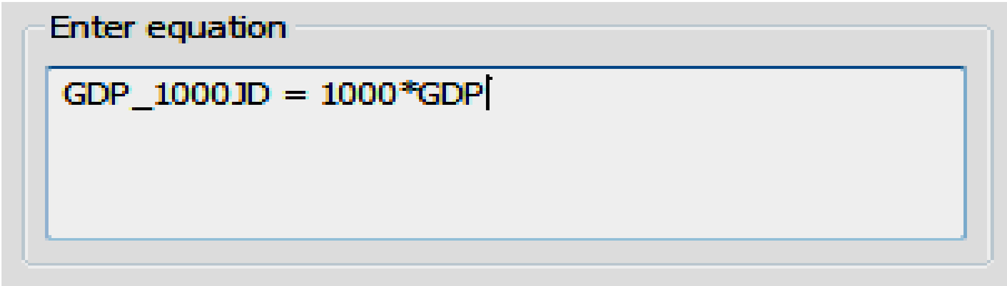
Scalar r2_yyhat = (@**cor(p**c***,pcf))^2***

٣-٧- أنواع النماذج

حتى الآن، فقد ركزنا على العلاقات الخطية بين المتغيرات التابعة والمستقلة، والعلاقات الخطية ليست كافية لجميع التطبيقات الاقتصادية. لحسن الحظ، فإنه من السهل إدراج المتغيرات غير الخطية في تحليل الانحدار البسيط من خلال تحديد المتغيرات التابعة والمستقلة الملائمة. وقراءة في الأعمال التطبيقية في مجال العلوم الاجتماعية، سوف تواجه في كثير من الأحيان بمعادلات انحدار يظهر المتغير التابع في شكل لوغاريتمي، حيث يدل $log(\cdot)$ على اللوغاريتم الطبيعي، وسنذكر في هذا الجزء الحالات التالية:

٣-٧-١ الآثار المترتبة على توسيع نطاق البيانات

تغيير مدى المتغير في EViews بسيط جداً وذلك من خلال إنشاء متغير جديد وإعادة تعريفه، افرض أننا نريد قياس GDP بالألف دينار بدلاً من المليون دينار ننشئ المتغير التالي: ***GDP_1000JD = 1000*GDP*** وذلك بالنقر على ***Genr*** وكتابة النص التالي:

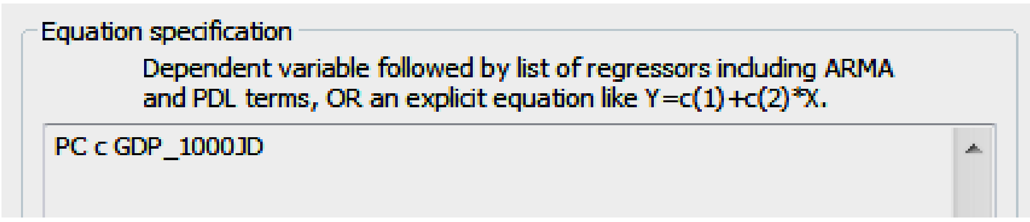


أنقر OK،

أو أكتب في سطر الأوامر:

Series GDP_1000JD = 1000*GDP

قدر نموذج دالة الاستهلاك الخاص باستخدام المتغير الجديد وذلك بالنقر على ***Quick/Estimate Equation*** واكتب الأمر التالي:



أنقر OK، أو أكتب في سطر الأوامر:

LS PC C GDP_1000JD

ستظهر النتيجة التالية:

Dependent Variable: PC

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-95.24452	86.87086	-1.096392	0.2819
GDP_1000JD	0.000795	1.86E-05	42.62268	0.0000

R-squared	0.984288	Mean dependent var	2978.848
Adjusted R-squared	0.983746	S.D. dependent var	2114.701
S.E. of regression	269.6063	Akaike info criterion	14.09414
Sum squared resid	2107939	Schwarz criterion	14.18666
Log likelihood	-216.4592	Hannan-Quinn criter.	14.1243
F-statistic	1816.693	Durbin-Watson stat	0.704266
Prob(F-statistic)	0.000000		

تظهر النتائج أن معامل الناتج المحلي الإجمالي *GDP* قد تغير وكذلك قيمة الخطأ المعياري العائد له، أما باقي النتائج فقد بقيت كما هي عليه دون تغيير كما في معادلة دالة الاستهلاك السابقة. ومن المفيد أن نعرف أن أوامر الانحدار في EViews تسمح بتحويل المتغير مباشرة ونحصل على نفس النتائج وذلك بكتابة الأمر التالي:

Ls pc c (**1000*****gdp)***

وتكون نتيجة معاملات الانحدار كما يلي:

Dependent Variable: PC

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-95.24452	86.87086	-1.096392	0.2819
1000*GDP	0.000795	1.86E-05	42.62268	0.0000

٣-٧-٢- نموذج لوغاريتمي خطي log-linear

لتحويل المتغيرات إلى صيغة "اللوغاريتم الطبيعي" الذي نشير إليه "*ln*" نستخدم الدالة *log*، ولتقدير دالة الاستهلاك حسب صيغة *log-linear* نحول المتغير التابع إلى صيغة اللوغاريتم كما يلي:

Series lpc = log(pc)

هل تتغير النتائج عند استخدام المتغير التابع المحول لصيغة اللوغاريتم؟ حسب صيغة هذه المعادلة $ln(y)=\beta_1+\beta_2x+e$ فإن زيادة x بمقدار وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة قيمة y المتوقعة بنسبة $100\beta_2\%$: استخدم المتغير التابع هذا في نموذج الانحدار

ls lpc c gdp

ستكون النتيجة:

Dependent Variable: LPC

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.67724	0.080968	82.46808	0.0000
GDP	0.000275	1.74E-05	15.81398	0.0000
R-squared	0.896088	Mean dependent var		7.740292
Adjusted R-squared	0.892505	S.D. dependent var		0.766429
S.E. of regression	0.251285	Akaike info criterion		0.137885
Sum squared resid	1.831184	Schwarz criterion		0.2304
Log likelihood	-0.137216	Hannan-Quinn criter.		0.168043
F-statistic	250.0819	Durbin-Watson stat		0.190421
Prob(F-statistic)	0.000000			

نصوغ النتيجة بالقول بأن زيادة *GDP* بمقدار مليون دينار (وحدة واحدة) سيؤدي إلى زيادة الاستهلاك الخاص بنسبة ٠,٠٢٧٥٪، ولأننا حولنا المتغير التابع بهذه الطريقة فإن R^2 قد تغير ولا يقارن مع التقدير السابق، وبدلاً من إنشاء $lpc=log(pc)$ نستطيع إجراء التحويل مباشرة في صيغة الانحدار كما يلي:

ls log(pc) c gdp

٣-٧-٣- نموذج خطي لوغاريتمي linear-log

في نموذج *linear-log* نحول المتغير x ولا نحول المتغير y:

في هذا النموذج $y=\beta_1+\beta_2 ln(x)+e$ فإن زيادة x بمقدار ١٪ يؤدي إلى تغير y بمقدار $\beta_2/100$ وحدة. في نموذج دالة الاستهلاك نستخدم الأمر التالي:

Series lgdp = log(gdp)

ls pc c lgdp

تكون نتيجة الانحدار كما يلي:

Dependent Variable: PC

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16410.27	1703.082	-9.635629	0.0000
LGDP	2424.588	211.9722	11.43824	0.0000
R-squared	0.818561	Mean dependent var		2978.848
Adjusted R-squared	0.812304	S.D. dependent var		2114.701
S.E. of regression	916.1702	Akaike info criterion		16.54062
Sum squared resid	24341666	Schwarz criterion		16.63314
Log likelihood	-254.3796	Hannan-Quinn criter.		16.57078
F-statistic	130.8332	Durbin-Watson stat		0.120923
Prob(F-statistic)	0.000000			

ونصوغ النتيجة بالقول بأن زيادة الناتج المحلي الإجمالي بمقدار ١٪ يؤدي إلى زيادة الاستهلاك الخاص بحوالي ٢٤,٢٥ مليون دينار. ويمكن تقدير نموذج *linear-log* مباشرة كما يلي:

ls pc c log(gdp)

٣-٧-٤- نموذج لوغاريتمي-لوغاريتمي log-log

في نموذج *log-log* تعبّر معلمة β_2 في $ln(y)=\beta_1+\beta_2 ln(x)+e$ عن المرونة، ونستخدم المتغيرات اللوغارتمية التي حولناها في نموذج دالة الاستهلاك، وأوامر الانحدار كما يلي:

ls lpc c lgdp□

تكون النتيجة:

Dependent Variable: LPC

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010772	0.142264	0.075715	0.9402
LGDP	0.966568	0.017707	54.58745	0.0000

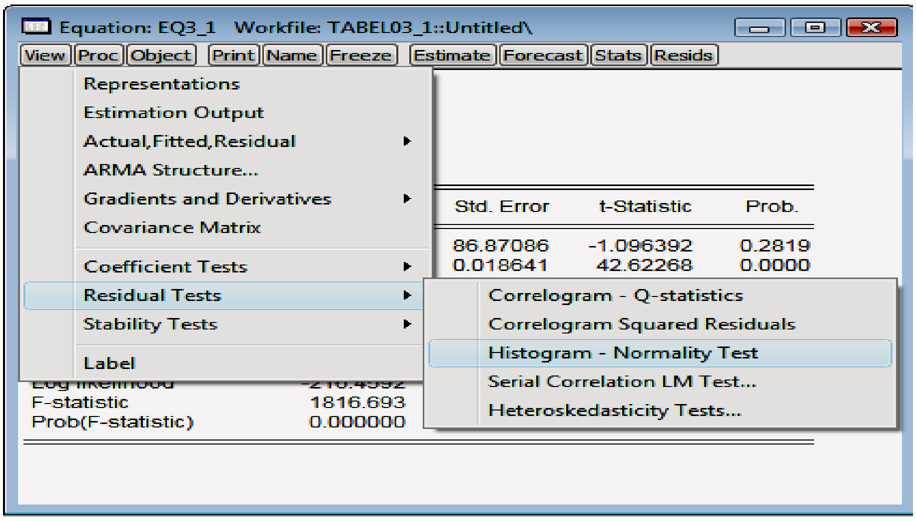
R-squared	0.990362	Mean dependent var	7.740292
Adjusted R-squared	0.990029	S.D. dependent var	0.766429
S.E. of regression	0.076531	Akaike info criterion	-2.2399
Sum squared resid	0.169852	Schwarz criterion	-2.14739
Log likelihood	36.7185	Hannan-Quinn criter.	-2.20975
F-statistic	2979.79	Durbin-Watson stat	0.608413
Prob(F-statistic)	0.000000		

إن زيادة *gdp* بنسبة ١٪ تؤدي إلى زيادة الاستهلاك الخاص بنسبة ٩٧, ٠٪، أو نستخدم الأمر:

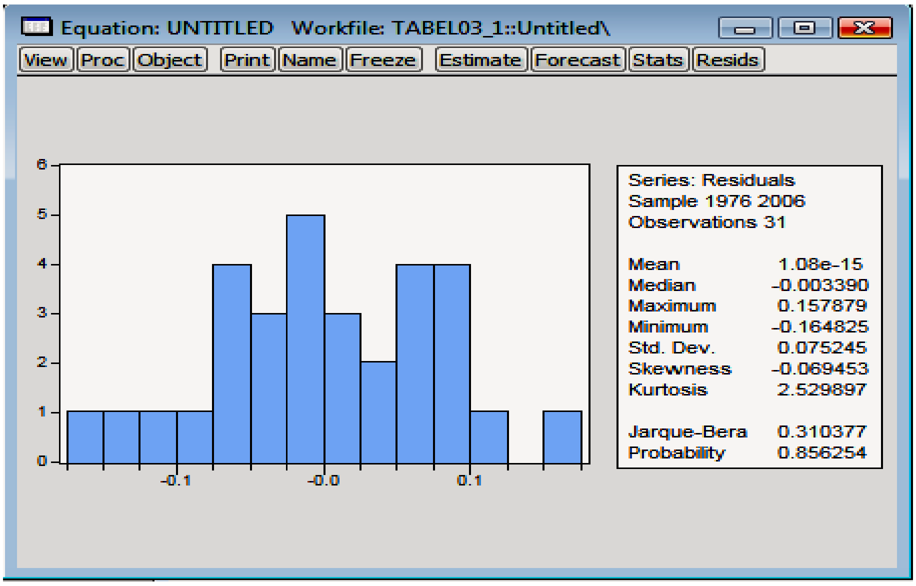
ls log(pc) c* log*(gdp)

٣-٧-٥- التوزيع الطبيعي لبواقي الانحدار

لاختبار طبيعية توزيع البواقي فيما إذا كانت تتوزع توزيعاً طبيعياً أم لا؟ وإنشاء شكل بياني ومعرفة إحصائية Jarque-Bera في مثال دالة الاستهلاك الخاص في الأردن، افتح ملف table03_1 وقدر المعادلة التي تريد تقديرها مثل معادلة *log-log* ثم اختر ***View/Residual Tests/Histogram-Normality Test***



تكون النتيجة:



يلخص الشكل أعلاه جميع المقاييس الإحصائية مثل الوسط الحسابي للبواقي الذي يساوي الصفر دائماً في معادلة الانحدار التي تحتوي الحد الثابت (المقطع). ونشاهد في الرسم البياني "شكل الجرس" وأظهرت إحصائية *Jarque-Bera* أن قيمتها الاحتمالية *p-value* كبيرة، ويكون هذا الاختبار ذو دلالة على الطبيعية، خاصة في العينات الكبيرة.

فماذا تخبرنا عينتنا التي حجمها *N=31*؟ ولإجراء هذا الاختبار نحتاج إلى قيمة حرجة مقدارها ٥٪ ودرجتي حرية من توزيع χ^2 لذا فإن إحصائية هذا الاختبار لها توزيع $\chi^2(2)$ للفرضية الأساسية التي التوائها *Skewness* يساوي الصفر وتفرطحها *Kurtosis* يساوي ٣ تقريباً، وهذان المقياسان يقيسان التوزيع الطبيعي، وللحصول على القيمة الحرجة لتوزيع كاي-تربيع نكتب الأمر التالي في سطر الأوامر:

=@qchisq(.95, 2)

والتي تنتج القيمة العددية: Scalar = 5.99146454711

خزن الملف ثم أغلقه.

وبما أن إحصائية Jarque-Bera تساوي ٠,٣١٠٣٧٧ وهي أقل من قيمة χ^2 الحرجة ٥,٩٩١٤٦ **فإننا لا** نستطيع رفض **الفرضية الأساسية القائلة "بأن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً"**، وكذلك كإجراءٍ بديل، إذا كانت *P-value* التي تساوي ٠,٨٥٦٢٥٤ هي اكبر من مستوى المعنوية ٠,٠٥ لذا فإننا لا نستطيع رفض الفرضية الأساسية للتوزيع الطبيعي $(h_0 : Normal)$، وبذلك يكون التوزيع طبيعي.

في نهاية هذا القسم يمكننا تلخيص أربع مجموعات من الأشكال الفنية المتاحة من حيث استخدام المتغير الأصلي أو اللوغاريتم الطبيعي له. في الجدول التالي المتغيران x و y في شكلهما الأصلي، ويسمى النموذج y كمتغير تابع و x كمتغير مستقل بنموذج المستوى-المستوى (level-level)؛ لأن كل متغير يظهر في شكل مستواه. ويسمى النموذج log(y) كمتغير تابع و x كمتغير المستقل بنموذج لوغاريتم- المستوى (log-level). أما النموذج المستوى-لوغاريتم (level-log) يبدو قليل الاستخدام في الممارسة العملية. ويعطي العمود الأخير من الجدول تفسير β_1 في نموذج لوغاريتم-المستوى وتسمى $100.\beta_1$ شبه مرونة y بالنسبة x، أما في نموذج لوغاريتم-لوغاريتم تكون β_1 مرونة y بالنسبة x.

جدول رقم ٣-٦

ملخص اشكال النماذج التي تتضمن الوغاريتم

النموذج	المتغير التابع	المتغير المستقل	تفسير β_1
□مستوى-مستوى	y	x	$\Delta y = \beta_1 \Delta x$
□مستوى-لوغاريتم	y	Log(x)	$\Delta y = (100/\beta_1)\% \Delta x$□
□لوغاريتم-مستوى	Log(y)	x	$\%\Delta y = (100\beta_1) \Delta x$□
□لوغاريتم-لوغاريتم	Log(y)	Log(x)	$\%\Delta y = \beta_1 \%\Delta x$□

تمارين

٣-١ الجدول التالي يحتوي على قيمة الضرائب الجمركية بالدينار الأردني (الرسم الموحد) CT والمستوردات الخاضعة للرسوم الجمركية M لثماني سنوات.

السنة	المستوردات الخاضعة للضرائب الجمركية M	قيمة الضرائب الجمركية المحصلة CT
٢٠٠٣	٨٥٧,١	١٦٢,٦
٢٠٠٤	١١٠٠,٦	٢١١,٦
٢٠٠٥	١١٩٤,٦	٢٥٤,٧
٢٠٠٦	١٣٥٧,٠	٢٨٠,٣
٢٠٠٧	١٤٦٧,٢	٢٧٩,٠
٢٠٠٨	١٣٩٠,٥	٢٥٤,٥
٢٠٠٩	١١٧٤,٥	٢٣٧,٥
٢٠١٠	١٠٦٦,٠	٢٣٥,٥

المصدر: دائرة الجمارك الأردنية، بيانات غير منشورة.

(أ) قدر العلاقة بين قيمة الضرائب الجمركية المحصلة CT والمستوردات الخاضعة للضرائب الجمركية M باستخدام طريقة المربعات الصغرى للحصول على تقدير للحد الثابت وميل المعادلة:

$$\hat{CT} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 M$$

علق على اتجاه العلاقة، وهل يوجد تفسير مفيد للحد الثابت هنا؟ اشرح كم ستكون الزيادة المتوقعة في الضرائب الجمركية CT إذا ما زادت المستوردات الخاضعة للرسوم M بنسبة ٥ نقاط؟

(ب) احسب القيم المتوقعة fitted values والبواقي لتلك المشاهدات، وتحقق من أن مجموع البواقي يساوي الصفر (تقريباً).

(ج) ما هي القيمة المتوقعة للضرائب الجمركية CT عندما تساوي المستوردات الخاضعة للرسوم M=2000؟
(د) ما هو حجم الاختلاف في CT الذي يفسره التغير في M؟ اشرح.

٣-٢ في دالة الاستهلاك الخطي

$$\hat{C} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 I$$

الميل الحدي للاستهلاك (MPC) المقدر هو ببساطة الميل $\hat{\beta}_1$ ، في حين أن الميل المتوسط للاستهلاك (APC) هو $\hat{C}/I = \hat{\beta}_0/I + \hat{\beta}_1$ ، باستخدام مشاهدات الدخل والاستهلاك السنوي لـ ١٠٠ أسرة، تم الحصول على المعادلة التالية:

$$\hat{C} = -124.84 + 0.853\,I$$

$$n = 100, \quad R^2 = 0.692$$

(أ) فسر المقطع في هذه المعادلة، وعلق على أشارته وحجمه.
(ب) ما هو حجم الاستهلاك المتنبأ به عندما يكون دخل الأسرة ٣٠٠٠ دينار؟

٣-٣ فيما يلي تقدير المعادلة التالية (الارقام بين الأقواس للانحراف المعياري):

$$\hat{Y}_t = -120 + \underset{(0.05)}{0.10}\,F_t + \underset{(1.00)}{5.33}\,R_t, \qquad R^2 = 0.50$$

حيث أن:

Y_t = انتاج الذرة (شوال/ دونم) في السنة t

F_t = كمية السماد المستخدم (كغم/ دونم) في السنة t

R_t =كمية الأمطار (سنتميتر) في السنة t

(أ) اشرح بشكل دقيق معنى المعاملات ٠,١٠ و ٥,٣٣ في هذه المعادلة، من حيث تأثير F و R على Y.
(ب) هل الحد الثابت -١٢٠ يعني كمية سالبة من الذرة أمر ممكن، فإذا كان لا، فما هو معنى هذا التقدير؟
(ج) فإذا قيل لك أن هذه المعادلة لا تخضع للفرضيات الكلاسيكية للانحدار، فهل هذا يعني أن β_R الصحيحة لا تساوي ٥,٣٣؟ لماذا؟

الفصل الرابع

نموذج الانحدار المتعدد

- في هذا الفصل نتعلم ما يلي:
- اشتقاق صيغة المربعات الصغرى العادية OLS لتقدير المعلمات والانحراف المعياري لها للانحدار المتعدد.
- تقدير المربعات الصغرى العادية لنموذج الانحدار المتعدد.
- اختبار الفرضيات.
- تقدير معاملات الارتباط الجزئي بين المتغيرات.
- تقدير نموذج الانحدار واختبار الفرضيات الفردية باستخدام EViews، وإجراء تنبؤات من خلاله.

تعلمنا في الفصل الثالث كيفية استخدام تحليل الانحدار البسيط لشرح المتغير التابع Y، بوصفه دالة في متغير مستقل واحد X. إلا أن العيب الرئيسي في استخدام تحليل الانحدار البسيط في العمل التجريبي هو أنه من الصعب جدا التوصل إلى استنتاجات حول كيفية تأثير X على Y مع بقاء بقية العوامل الأخرى ثابتة.

تحليل الانحدار المتعدد له قابلية كبيرة في تحليل ثبات العوامل الأخرى لأنه يتيح لنا السيطرة على العديد من العوامل الأخرى التي تؤثر على المتغير التابع في الوقت نفسه. وهذا مهم لاختبار النظريات الاقتصادية، وتقييم أثر السياسة عندما يتعين علينا استخدام بيانات غير معملية non-experimental لأن نماذج الانحدار المتعدد تستوعب الكثير من المتغيرات التفسيرية ذات العلاقة، ونستنتج العلاقة السببية في الحالات التي يكون فيها تحليل الانحدار البسيط مضللاً.

بطبيعة الحال، تكون إضافة المتغيرات المتعددة لنموذجنا مفيدة لشرح المتغير Y، ومن ثم تفسير الاختلافات في Y، وبالتالي، يمكن استخدام تحليل الانحدار المتعدد لبناء نماذج أفضل للتنبؤ بالمتغير التابع.

ميزة إضافية لتحليل الانحدار المتعدد، أنه يتضمن دالة عامة لشكل العلاقات، وفي نموذج الانحدار البسيط يتضمن دالة واحدة من متغير تفسيري واحد يظهر في المعادلة. كما سنرى، فإن نموذج الانحدار المتعدد يتيح لنا مرونة أكثر من الانحدار البسيط.

نشرح في الجزء (٤-١) نموذج الانحدار المتعدد، وكيفية تقدير معلمات نموذج الانحدار المتعدد باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، وفي الجزء (٤-٢) نختبر أهمية المعلمات المقدرة، وفي الجزء (٤-٣) نحسب معامل التحديد، وفي الجزء (٤-٤) نختبر الأهمية العامة للانحدار، ونقدر في الجزء (٤-٥) معاملات الارتباط الجزئي، وفي الجزء (٤-٦) نستخدم المصفوفات في التقدير، وفي الجزء (٤-٧) نستخدام المعادلة المقدرة في عمليات التنبؤ.

نموذج الانحدار المتعدد لا يزال الوسيلة الأكثر استخداماً في التحليل التجريبي في الاقتصاد والعلوم الاجتماعية الأخرى. وبالمثل، تستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم نموذج الانحدار المتعدد.

في نموذج الانحدار الخطي البسيط، يكون المتغير التابع هو دالة خطية لمقطع ومتغير تفسيري واحد، أما في نموذج الانحدار الخطي المتعدد فقد تم زيادة عدد المتغيرات التفسيرية، والمثال الذي سنستخدمه في هذه الفصل هو دالة الاستيراد في الأردن؛ حيث أن الاستيراد M يعتمد على

الناتج المحلي الإجمالي GDP وعلى مستوى الأسعار في الدولتين المحلية والأجنبية (يقاس عادة بسعر الصرف الحقيقي RER)، لذا فإن النموذج يتضمن متغيرين تفسيريين ومقطع (حد ثابت) ويكتب على النحو التالي:

$$Imports = E(imports) + e = \beta_1 + \beta_2 GDP + \beta_3 RER + e$$

سنستخدم EViews لتقدير هذا النموذج وإجراء تنبؤات من خلاله، إضافة إلى اختبار مصفوفة التباين المشترك Covariance والانحراف المعياري Standard error وحساب فترات الثقة واختبار الفرضيات لكل متغير.

سـؤال

يشرح النموذج البسيط لايرادات التعريفة الجمركيـة (الرسـم الموحـد) tr حسـب قيمـة المسـتوردات الخاضـعة للرسـوم الجمركية m، والوسط المرجح للتعريفة wa كما يلي:

$$tr = \beta_0 + \beta_1 m + \beta_2 wa + e$$

ما هي العوامل الأخرى التي قد تحتويها e؟

٤-١- نموذج بمتغيرين مستقلين

نبدأ مع بعض الأمثلة البسيطة لإظهار كيفية استخدام تحليل الانحدار المتعدد في حل المشاكل التي لا يمكن حلها عن طريق الانحدار البسيط.

يتم استخدام تحليل الانحدار المتعدد لاختبار فرضيات العلاقة بين Y كمتغير تابع يعتمد على اثنين أو أكثر من المتغيرات المستقلة X والتنبؤ. ويمكن كتابة متغيرات نموذج الانحدار الخطي بمتغيرين مستقلين كما يلي:

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i \quad 4.1$$

إضافة لتلك الافتراضات التي افترضناها في نموذج الانحدار البسيط، نفترض عدم وجود علاقة خطية دقيقة بين قيم X.

يتم تقدير معلمات المربعات الصغرى العادية (OLS) من المعادلة (٤-١) بتقليل مجموع مربعات البواقي:

$$\sum e_i^2 = \sum \left(Y_i - \hat{Y}_i\right)^2 = \sum \left(Y_i - \hat{b}_0 - \hat{b}_1 X_{1i} - \hat{b}_2 X_{2i}\right)^2$$

وهذا يعطي المعادلات العادية الثلاثة التالية:

$$\sum Y_i = n\hat{b}_0 + \hat{b}_1 \sum X_{1i} + \hat{b}_2 \sum X_{2i} \qquad 4.2$$

$$\sum X_{1i} Y_i = \hat{b}_0 \sum X_{1i} + \hat{b}_1 \sum X_{1i}^2 + \hat{b}_2 \sum X_{1i} X_{2i} \qquad 4.3$$

$$\sum X_{2i} Y_i = \hat{b}_0 \sum X_{2i} + \hat{b}_1 \sum X_{1i} X_{2i} + \hat{b}_2 \sum X_{2i}^2 \qquad 4.4$$

التي يمكن حلها آنياً (عندما يعبر عنها في شكل انحراف عن الوسط) لـ $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_2$، ونحصل على:

$$\hat{b}_1 = \frac{\left(\sum x_1 y\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_2 y\right)\left(\sum x_1 x_2\right)}{\left(\sum x_1^2\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_1 x_2\right)^2} \qquad 4.5$$

$$\hat{b}_2 = \frac{\left(\sum x_2 y\right)\left(\sum x_1^2\right) - \left(\sum x_1 y\right)\left(\sum x_1 x_2\right)}{\left(\sum x_1^2\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_1 x_2\right)^2} \qquad 4.6$$

$$\hat{b}_0 = \overline{Y} - \hat{b}_1 \overline{X}_1 - \hat{b}_2 \overline{X}_2 \qquad 4.7$$

يقيس المعامل $\hat{b}_1$ التغير في Y لتغيّر وحدة من X_1 مع بقاء X_2 ثابت. وتعرّف $\hat{b}_2$ قياساً على ما سبق، وتسمى $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_2$ بمعاملات الانحدار الجزئية.

٤-١-١- نموذج بمتغيرات مستقلة عددها k

في سياق الانحدار المتعددة لا يوجد حاجة للتوقف عند اثنين من المتغيرات المستقلة، ويسمح تحليل الانحدار المتعدد بعوامل عدة تؤثر على Y. وفي مثال الأجـور، قد نضيـف قيمة التدريب المهني، وسنوات العمل مع صاحب العمل الحالي، وقياس القدرة، والمتغيرات الديموغرافية حتى مثل عدد الأشقاء أو تعليم الأم. وفي مثال تمويل المدرسة، قد نضيف متغيرات تقيس نوعية المعلمين، وحجم المدرسة.

يمكن كتابة نموذج الانحدار الخطي المتعدد العام (ويسمى أيضاً نموذج الانحدار المتعدد) للمجتمع كما يلي:

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + \ldots + b_k X_k + e \quad 4.8$$

حيث $\hat{b}_0$ هو المقطع، $\hat{b}_1$ هي المعلمة المرتبطة ب X_1 ، $\hat{b}_2$ هو المعلمة المرتبطة ب X_2، ... وهكذا. ولأن هناك k متغير مستقل ومقطع واحد، فإن المعادلة (٤-٨) تحتوي على k+1 معلمة (غير معروفة). ولأغراض الاختزال، سوف نشير أحيانا إلى المعلمات من غير المقطع بمعلمات الميل.

مثال ٤- ١

يعطي شوال الذرة للدونم الواحد Y الناتج عن استخدام كميات مختلفة من الأسمدة X_1 والمبيدات الحشرية X_2 ، كلاهما كغم للدونم الواحد من الفترة ٢٠٠٠ إلى ٢٠٠٩، وباستخدام المعادلة (٤-٥)، (٤-٦)، و (٤-٧)، نحصل على:

$$\hat{b}_1 = \frac{\left(\sum x_1 y\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_2 y\right)\left(\sum x_1 x_2\right)}{\left(\sum x_1^2\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_1 x_2\right)^2}$$

$$= \frac{(956)(504) - (900)(524)}{(576)(504) - (524)^2} \cong 0.65$$

$$\hat{b}_2 = \frac{\left(\sum x_2 y\right)\left(\sum x_1^2\right) - \left(\sum x_1 y\right)\left(\sum x_1 x_2\right)}{\left(\sum x_1^2\right)\left(\sum x_2^2\right) - \left(\sum x_1 x_2\right)^2}$$

$$= \frac{(900)(576) - (956)(524)}{(576)(504) - (524)^2} \cong 1.11$$

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \bar{X}_1 - \hat{b}_2 \bar{X}_2 \cong 57 - (0.65)(18) - (1.11)(12) \cong 31.98$$

وبذلك فإن $\hat{Y}_i = 31.98 + 0.65\, X_{1i} + 1.11\, X_{2i}$ ، ولتقدير معلمات الانحدار بثلاثة متغيرات مستقلة (تفسيرية) أو أكثر يتم استخدام المصفوفات.

جدول رقم ٤-١ استخدام بيانات إنتاج الذرة باستخدام الأسمدة والمبيدات الحشرية لحساب المعلمات

year	Y	X_1	X_2	y	x_1	x_2	x_1y	x_2y	x_1x_2	x_1^2	x_2^2
2000	40	6	4	-17	-12	-8	204	136	96	144	64
2001	44	10	4	-13	-8	-8	104	104	64	64	64
2002	46	12	5	-11	-6	-7	66	77	42	36	49
2003	48	14	7	-9	-4	-5	36	45	20	16	25
2004	52	16	9	-5	-2	-3	10	15	6	4	9
2005	58	18	12	1	0	0	0	0	0	0	0
2006	60	22	14	3	4	2	12	6	8	16	4
2007	68	24	20	11	6	8	66	88	48	36	64
2008	74	26	21	17	8	9	136	153	72	64	81
2009	80	32	24	23	14	12	322	276	168	196	144
N=10	$\sum=570$ $\mu=57$	$\sum=180$ $\mu=18$	$\sum=120$ $\mu=12$	$\sum=0$	0	0	956	900	524	576	504

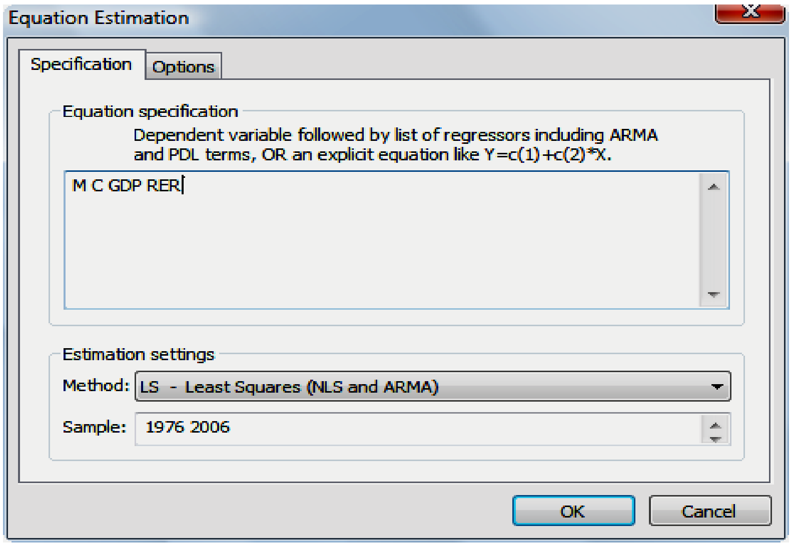
حيث أن $x=\left(X_i-\overline{X}\right)$ و $y=\left(Y_i-\overline{Y}\right)$.

٤-٢- تطبيق: كيفية تقدير المربعات الصغرى لنموذج الانحدار المتعدد

بناءً على توصيف النموذج أعلاه، فإن مستوردات أي دولة تعتمد على دخلها وعلى مستوى الأسعار في الدولتين وهي تشبه دالة الاستهلاك، ويوصف نموذج الانحدار المتعدد لهذا الدالة في EViews على النحو التالي:

M C* GDP *RER

في هذا النموذج فإن M تمثل قيمة المستوردات الأردنية بملايين الدنانير، و C تمثل الحد الثابت في المعادلة، و GDP الناتج المحلي الإجمالي الأردني بملايين الدنانير، و RER سعر الصرف الحقيقي $(RER = ex \times P^{*}/P)$ حيث أن ex سعر الصرف (عدد وحدات العملة الأجنبية لكل دينار أردني) و P^{*} الرقم القياسي لمستوى أسعار السلع الأجنبية و P الرقم القياسي لمستوى الأسعار في الأردن (الدولة المحلية)، إلا أننا استخدمنا الرقم القياسي لأسعار المستوردات لتمثل الأسعار الأجنبية والرقم القياسي لأسعار الصادرات لتمثل الأسعار المحلية في هذا المثال، ولتقدير هذا المعادلة في EViews، اختر ***Quick/Estimate Equation*** واكتب في صندوق توصيف المعادلة **Equation Specification** توصيف المعادلة التالي الذي حددنا سابقاً وانقر OK.



تكون النتيجة كما يلي:

Equation: UNTITLED Workfile: TABLE04_1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: M
Method: Least Squares
Date: 01/09/10 Time: 13:26
Sample: 1976 2006
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1004.503	469.2759	-2.140538	0.0412
GDP	0.868227	0.050290	17.26451	0.0000
RER	290.2812	149.3796	1.943246	0.0621

R-squared	0.951586	Mean dependent var	2934.771
Adjusted R-squared	0.948128	S.D. dependent var	2163.076
S.E. of regression	492.6520	Akaike info criterion	15.32925
Sum squared resid	6795769.	Schwarz criterion	15.46802
Log likelihood	-234.6034	Hannan-Quinn criter.	15.37449
F-statistic	275.1706	Durbin-Watson stat	0.567285
Prob(F-statistic)	0.000000		

٤-٦- اختبار أهمية المعلمات المقدرة

لأجل اختبار الدلالة الإحصائية لمعلمات الانحدار المتعدد المقدرة يتطلب حساب تباين التقدير:

$$Var\,\hat{b}_1 = \sigma_u^2 \frac{\sum x_2^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - \left(\sum x_1 x_2\right)^2} \qquad 3.9$$

$$Var\,\hat{b}_2 = \sigma_u^2 \frac{\sum x_1^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - \left(\sum x_1 x_2\right)^2} \qquad 3.10$$

عادة المعلمة b_0 ليست الشاغل الرئيسي في التحليل، وبما أن σ_u^2 غير معروفة نستطيع استخدام تباين البواقي S^2 كتقدير غير منحاز لـ σ_u^2:

$$S^2 = \hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \qquad 4.11$$

حيث k عدد المعلمات المقدرة.

تقديرات التباين غير المتحيزة لـ $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_2$ تعطى كما يلي:

$$S_{\hat{b}_1}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum x_2^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - \left(\sum x_1 x_2\right)^2} \qquad 4.12$$

$$S_{\hat{b}_2}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum x_1^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - \left(\sum x_1 x_2\right)^2} \qquad 4.13$$

حيث أن $S_{\hat{b}_1}$ و $S_{\hat{b}_2}$ هي الأخطاء المعيارية للتقدير، يتم اختبار الفرضيات حول $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_2$ بالحصول على قيمة t وذلك بقسمة قيمة المعلمة $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_2$ على الانحراف المعياري لكل منها (مثلاً $t_{\hat{b}_1} = \hat{b}_1 / S_{\hat{b}_1}$).

مثال ٤-٢

الجدول (٤-٢) (ملحق الجدول ٤-١) يظهر الحسابات الإضافية اللازمة لاختبار الدلالة الإحصائية لـ $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_2$. ويتم الحصول على قيمة $\hat{Y}$ من الجدول (٤-٢) بتعويض قيم X_{1i} و X_{2i} في معادلة الانحدار المقدرة بطريقة OLS في مثال ١. وباستخدام القيم في الجدول (٤-٢) و (٤-١) نحصل على:

$$S_{\hat{b}_1}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum x_2^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - \left(\sum x_1 x_2\right)^2}$$

$$= \frac{13.6704}{10-3} \frac{504}{(576)(504)-(524)^2} \cong 0.06 \quad , \quad S_{\hat{b}_1} \cong 0.24$$

$$S_{\hat{b}_2}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-k} \frac{\sum x_1^2}{\sum x_1^2 \sum x_2^2 - \left(\sum x_1 x_2\right)^2}$$

$$= \frac{13.6704}{10-3} \frac{576}{(576)(504)-(524)^2} \cong 0.07 \quad , \quad S_{\hat{b}_2} \cong 0.27$$

□

جدول ٤-٢ حساب اختبار معنوية معلمات إنتاج الذرة- الأسمدة- المبيدات

year	Y	X_1	X_2	$\hat{Y}$	e	e^2	y^2
2000	40	6	4	40.32	-0.32	0.1024	289
2001	44	10	4	42.92	1.08	1.1664	169
2002	46	12	5	45.33	0.67	0.4489	121
2003	48	14	7	48.85	-0.85	0.7225	81
2004	52	16	9	52.37	-0.37	0.1369	25
2005	58	18	12	57.00	1.00	1.0000	1
2006	60	22	14	61.82	-1.82	3.3124	9
2007	68	24	20	69.78	-1.78	3.1684	121
2008	74	26	21	72.19	1.81	3.2761	289
2009	80	32	24	79.42	0.58	0.3364	529
n=10					$\sum e=0$	$\sum e^2=13.6704$	$\sum y^2=1634$

لذا، فإن $t_1=\hat{b}_1/S_{\hat{b}_1}\cong 0.65/0.24\cong 2.70$ و $t_2=\hat{b}_2/S_{\hat{b}_2}\cong 1.11/0.27\cong 4.11$، وبما أن كلا t_1 و t_2 يتجاوز $t=2.365$ عند ٧ درجات حرية وعند مستوى معنوية ٥٪، وبالتالي فإن كلا $\hat{b}_1$ و $\hat{b}_2$ هما ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ٥٪.

٤-٦-١- تطبيق: حساب فترات التقدير

لحساب فترة ثقة ٩٥٪ $100(1-\alpha)\%$ للمعلمتين b_2 و b_3 استخدم نتائج الانحدار المخزنة وحسب الصيغة التالية:

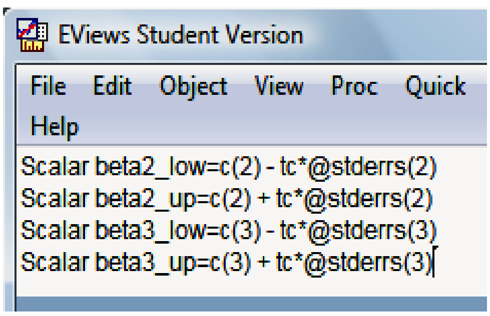
$$b_K \pm t_{(1-\alpha/2,N-K)}\times se\left(b_K\right)$$

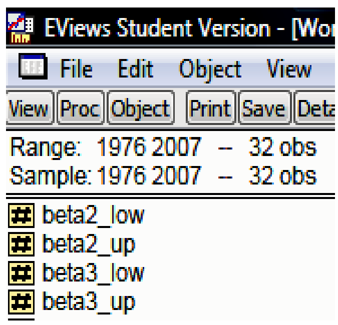
نحتاج لحساب فترة الثقة معرفة قيمة b_K و $se(b_K)$ و $t_{(1-\alpha/2,N-K)}$ ثم نجري العمليات الحسابية، كما تعلم من تقدير المربعات الصغرى أن b_K ستخزن في C في ملف العمل، أو بشكل بديل فهي مخزنة في المصفوفة **@coefs** التي تستخدم لحساب فترات التقدير، حيث أن **C=@coefs**، فإذا كنا مهتمين بإحدى المعلمات b_K، مثل b_2 فإن **C(2)=@coefs(2)=0.868227** وبالمثل فإن الخطأ المعياري مخزن في المصفوفة **@stderrs**،

حيث أن **@stderrs(2)=0.050290**، لاحظ أن **C** و **@coefs** و **@stderrs** تحتوى قيم من المعادلة المقدرة الأحدث، فإذا كنت في شك من محتوياتها أعد تقدير المعادلة المقدرة التي تهتم فيها ولا زالت القيمة تتطلب معرفة $t_{(1-\alpha/2,N-K)}$، ويمكن استخدام دوال Eviews **@qtdistn(p, v)** حيث أن **P** تساوي $1-\alpha/2$ و v قيمة درجات الحرية، وفي هذه الحالة فإن $N-K=31-3=28$ ، ضع هذه العناصر جميعها مع بعض نحصل على الحدود الدنيا والعليا لفترة التقدير عند مستوى معنوية ٩٥٪ للمعلمتين b_2 و b_3 من تطبيق الأوامر التالية:

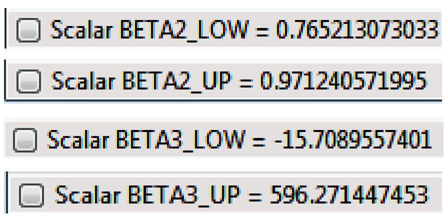
```
Scalar tc = @qtdist(0.975, 28)
Scalar beta2_low=c(2) - tc*@stderrs(2)
Scalar beta2_up=c(2) + tc*@stderrs(2)
Scalar beta3_low=c(3) - tc*@stderrs(3)
Scalar beta3_up=c(3) + tc*@stderrs(3)
```

تنفذ هذه الأوامر المدخلة في أعلى نافذة Eviews بعد الضغط على مفتاح enter وتخزن الإجابات كأرقام معلمة بـ # في ملف العمل.





لعرض الحدود العليا والدنيا لفترات التقدير أنقر نقرتين على كل الأرقام في الملف ستظهر كل إجابة في أسفل نافذة Eviews، وتجميع تلك القيم في وقت واحد نحصل على:



٤-٢-٢- تطبيق: اختبار الفرضيات

في هذا الاختبار سنأخذ بعين الاعتبار اختبار الفرضيات لمعلمات فردية في نموذج الانحدار المتعدد، وأغلب اختبارات المعلمات الفردية هو الاختبار بذيلين، وسنختبر في دالة الاستيراد فيما إذا كان الدخل يؤثر على المستوردات وكذلك فيما إذا كانت الأسعار تؤثر على المستوردات. ولاختبار الموثوقية بذيلين لتأثير الدخل والسعر سنختبر هذه الفرضيات كما يلي:

يوجد تأثير للدخل $H_1 : \beta_2 \neq 0$	**لا يوجد تأثير للدخل** $H_0 : \beta_2 = 0$
يوجد تأثير للأسعار $H_1 : \beta_3 \neq 0$	**لا يوجد تأثير للأسعار** $H_0 : \beta_3 = 0$

باستخدام Eviews لحساب قيمة t وقيمة p لهذه الاختبارات والتي كانت صغيرة لا اعتبار لها، لذا عندما نقدر أي معادلة ستحسب هذه القيم بشكل تلقائي، لنرى أين هي؟ سنعود إلى نتائج المربعات الصغرى لـ imports_function

Dependent Variable: M
Method: Least Squares
Date: 01/12/10 Time: 19:46
Sample: 1976 2006
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1004.503	469.2759	-2.140538	0.0412
GDP	0.868227	0.050290	17.26451	0.0000
RER	290.2812	149.3796	1.943246	0.0621

هل تعرف من أين تأتي هذه الأرقام؟ ففي حالة اختبار أثر الدخل نحصل على قيمة t من خلال إجراء العملية الحسابية التالية: $t = 290.2812/149.3796 = 1.943245$ والقيمة الاحتمالية p-value بواسطة:

$$p - value = P\left(t_{(28)} > 1.943 \right) + P\left(t_{(28)} < -1.943 \right)$$

$$= 2 \times P\left(t_{(28)} < -1.943 \right) = 0.0621$$

ونستطيع التأكد من النتيجة أعلاه بالطلب من Eviews بحساب القيمة الاحتمالية أعلاه باستخدام الأمر التالي:

Scalar pee= 2*@ctdist(-1.943, 28)

تحسب دالة **@ctdist(x, v)** دالة توزيع القيمة $P(t_{(v)} < x)$ ، ويتم هذا الأمر بعد إدخاله في سطر الأوامر في أعلى شاشة Eviews، وأن معرفة قيمة p تكون معلومة كافية لرفض أو عدم رفض H_0 ، ففي حالة السعر نحن لا نرفض $H_0 : \beta_3 = 0$ عند مستوى معنوية ٥٪ لأن قيمة p لـ 0.0621 هي أكبر من ٠,٠٥، افرض إننا نريد إجراء قرار حول H_0 بمقارنة قيمة t المحسوبة التي تساوي 1.943246 عند القيمة الحرجة ٥٪، فكيف نحصل على القيمة الحرجة؟ نحتاج القيمة t_c و $-t_c$ مثل $P(t_{(28)} < t_c) = 0.975$ ، ويمكن الحصول عليها بأوامر Eviews كما يلي:

Scalar tc=@qtdist(0.975,28)

تكون النتيجة أن $t = 2.0484$ وتؤدي هذه القيمة إلى رفض الفرضية $H_0 : \beta_3 = 0$ لأن $2.0484 > 1.9432$، أما قيمة p لاختبار $H_0 : \beta_2 = 0$ مقارنة مع $H_1 : \beta_2 \neq 0$ هي المعطاة في نتائج انحدار Eviews بـ ٠,٠٠٠٠، وكتمرين استخدم Eviews لبيان المزيد من الخانات العشرية لقيمة 4.424×10^{-10} .

٤-٢-٣- تطبيق: تقدير تباين الخطأ

يهتم باحثو القياس الاقتصادي بتباين حد الخطأ σ^2 وفي تقارير Eviews يظهر جذره التربيعي σ على شكل "S.E. of regression"، ففي نتائج معادلة المستوردات الأردنية فإن $\sigma = 492.6520$ وتستطيع بكل بساطة تربيعها للحصول على تباين الأخطاء σ^2 الذي هو $(492.6520)^2 = 242705.993104$ ، لحساب هذه القيمة نستطيع استخدام نتائج EViews التي يخزنها بعد كل تقدير للانحدار، منها:

مجموع عدد المعلمات المقدرة	**@ncoef**

عدد المشاهدات المستخدمة في الانحدار	**@regobs**
الانحراف المعياري للانحدار	**@sddep**
مجموع مربعات الخطأ (البواقي)	**@ssr**

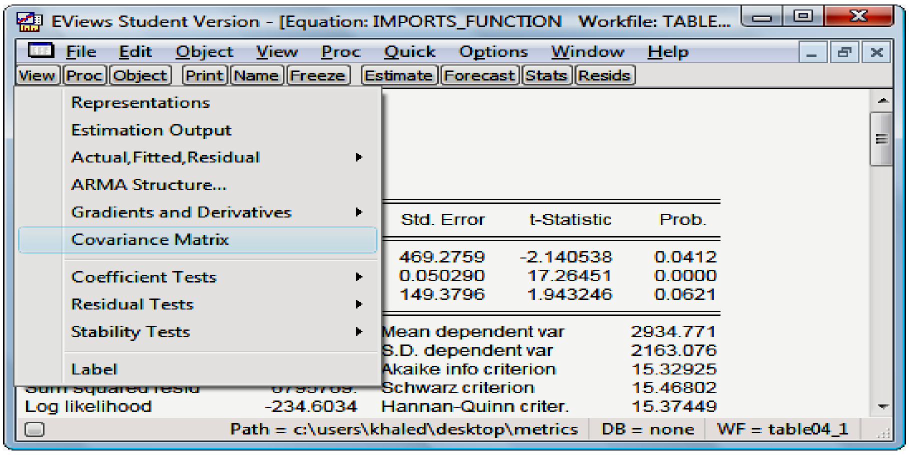
سنزودك بالأوامر التالية لإعادة حساب تباين الخطأ للمعادلة:

```
Coef(5) sigma2
sigma2(1) = @ssr
sigma2(2) = @regobs
sigma2(3) = @ncoef
sigma2(4) = @ssr/(@regobs-@ncoef)
sigma2(5) = (@ssr/(@regobs-@ncoef))^.5
```

انقر نقرتين على **sigma2** سيكون الجزء ٤ و ٥ من sigma2 هي σ^2 و σ على التوالي، مع ملاحظة أن الحصول على σ من النتائج المخزنة من خلال **@se**

٤-٤-٢ تطبيق: تقدير التباين والتباين المشترك لمقدرات المربعات الصغرى

نحن نهتم بدقة (موثوقية) تقدير المربعات الصغرى ومصفوفة التباين والتباين المشترك ***Variance-Covariance matrix*** تزودنا بملخص يتعلق بالتباين لتقييم الدقة، وللحصول على مصفوفة ***Variance-Covariance*** لدالة الاستيراد من نتائج الانحدار اختر ***View/Covariance Matrix***



ستكون مصفوفة Covariance كما يلي:

Coefficient Covariance Matrix				
		C	GDP	RER
		C	GDP	RER
C	C	220219.9	-20.82768	-65967.91
GDP	GDP	-20.82768	0.002529	5.526676
RER	RER	-65967.91	5.526676	22314.26

سننشيء جدول اسمه Table04_1 من خلال ***Freezing*** لشكل مصفوفة *Variance-Covariance*

Table: UNTITLED Workfile: TABLE04_1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Edit+/- | CellFmt | Grid+/- | Title | Comments+/-

	A	B	C	D
	Coefficient Covariance Matrix			
1		C	GDP	RER
2				
3	C	220219.9	-20.82768	-65967.91
4	GDP	-20.82768	0.002529	5.526676
5	RER	-65967.91	5.526676	22314.26
6				
7				

في هذا الجدول فإن الأرقام في القطر تمثل تباين مقدرات المربعات الصغرى b_1 و b_2 و b_3 والأرقام في غير القطر تمثل التباين المشترك لمقدرات المربعات الصغرى، على سبيل المثال، الرقم 0.002529 هو تباين المعلمة b_2 أي $var(b_2)$ لمتغير GDP في نموذج الانحدار المتعدد، الرقم 5.526676 يمثل التباين المشترك بين b_2 و b_3 أي $cov(b_2, b_3)$ لمعلمات المتغيرات GDP و RER على التوالي.

٤-٣- معامل التحديد المتعدد

يعرف معامل التحديد المتعدد R^2 كنسبة من التباين الكلي في Y مفسرة بالانحدار المتعدد Y على X_1 و X_2، ويمكن احتسابها كما يلي:

$$R^2=\frac{\sum \hat{y}_i^2}{\sum y_i^2}=1-\frac{\sum e_i^2}{\sum y_i^2}=\frac{\hat{b}_1\sum yx_1+\hat{b}_2\sum yx_2}{\sum y^2}$$

حيث أن إدراج متغيرات مستقلة أو تفسيرية إضافية تزيد من $RSS=\sum \hat{y}_i^2$ لنفس $TSS=\sum y_i^2$ وبالتالي فإن R^2 يزداد بإضافة المتغيرات المستقلة، ويتم حساب R^2 المصحح أو $\bar{R}^2$ كما يلي:

$$\bar{R}^2=1-\left(1-R^2\right)\frac{n-1}{n-k} \qquad 4.14$$

حيث n عدد المشاهدات، و k عدد المعلمات المقدرة.

مثل ٤-٣

يمكن الاطلاع على R^2 لمثال الذرة والأسمدة والمبيدات الحشرية من الجدول (٤-٢):

$$R^2=1-\frac{\sum e_i^2}{\sum y_i^2}=1-\frac{13.6704}{1634}$$

$$\cong 1-0.0084=0.9916, \quad \text{أو} \quad 99.16\%$$

هذا يقارن مع ٩٧,١٠ ٪ لـ R^2 في الانحدار البسيط، حيث الأسمدة المتغير المستقل الوحيد أو التفسيري.

$$\bar{R}^2=1-\left(1-R^2\right)\frac{n-1}{n-k}$$

$$=1-\left(1-0.9916\right)\frac{10-1}{10-3}$$

$$=1-0.0084\left(1.2857\right)=0.9892, \quad \text{أو} \quad 98.92\%$$

٤-٤ اختبار الأهمية العامة للانحدار

يمكن اختبار الأهمية العامة للانحدار بنسبة التباين المفسر إلى التباين غير المفسر. وهذا يتبع توزيع F بدرجات حرية k-1 و n-k، حيث n عدد المشاهدات و k عدد المعلمات المقدرة:

$$F_{k-1,n-k}=\frac{\sum \hat{y}_i^2/(k-1)}{\sum e_i^2/(n-k)}=\frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} \qquad (4.15)$$

إذا كانت نسبة F المحسوبة تتجاوز قيمة F الجدولية عند مستوى معنوية معين ودرجة حرية، يتم قبول الفرضية القائلة بأن معلمات الانحدار لا تساوي الصفر، وأن R^2 تختلف عن الصفر.

مثال ٤-٤

لاختبار الأهمية العامة للانحدار المقدر في مثال ١ عند مستوى معنوية ٥٪، يمكننا استخدام $R^2=0.9916$ (من مثال ٣)، حيث:

$$F_{2,7}=\frac{0.9916/2}{(1-0.9916)/7}\cong 413.17$$

بما أن قيمة F المحسوبة تتجاوز القيمة الجدولية $F=4.74$ عند مستوى معنوية ٥٪ بدرجات حرية $df=2$ و 7، يتم قبول فرضية أن b_1 و b_2 لا يساويا الصفر وتختلف أهمية R^2 عن الصفر.

٤-٤-١- تطبيق: اختبار F واختبار كاي تربيع

عرفنا كيف نختبر الفرضية الأساسية حول معلمة واحدة في نموذج الانحدار، ويمكن توسيع هذا الاختبار بأسلوبين: إذا أردنا اختبار فرضية أساسية واحدة ***single null hypothesis*** تشمل معلمتين أو أكثر، أو إذا أردنا اختبار فرضية أساسية مشتركة *joint null hypothesis* محددة بقيدين أو أكثر لمعلمتين أو أكثر، فإن اختيار الاختبار الإحصائي يعتمد على الفرضية الأساسية هل هي مفردة أو مشتركة وعلى الاختبار هل هو بذيل واحد أم بذيلين؟ يؤخذ الاختبار بذيل واحد للفرضية الأساسية المفردة، وفي هذه الحالة فإن الاختبار الإحصائي المتعلق فيه هو اختبار $t_{(N-K)}$، وتستطيع استخدام الاختبار بذيلين للفرضية المفردة: إما اختبار إحصائية $t_{(N-K)}$ أو إحصائية $F_{(1,N-K)}$، هذان الاختباران متكافئان لأن $t^2_{(N-K)}=F_{(1,N-K)}$، أما الاختبار الآخر الذي يمكن استخدامه هو اختبار *Chi-square test* الذي يستخدم إحصائية كاي تربيع بدرجة

حرية واحدة $\chi^2_{(1)}$ تماثل قيمة إحصائية $F_{(1,N-K)}$، لكن هذا الاختبار هو مختلف لأن التوزيع الذي يستخدم لحساب قيمة الاحتمال *p-value* مختلف، أما اختبار F هو اختبار عينة محددة تماماً عندما تتوزع أخطاء المعادلة طبيعياً، أما اختبار χ^2 يستخدم لاختبار عينة كبيرة تقريباً لا تتطلب فرضية الطبيعية. أما في حالة اختبار الفرضية الأساسية المشتركة، سيكون من غير المناسب استخدام اختبار t، كما أننا لا نعتبره اختبار بذيل واحد، والفرضية البديلة H_1 لها قيد واحد أو أكثر من قيد غير موجود في H_0، ويمكن استخدام اختبار F أو اختبار χ^2 اعتماداً على الاحتكام أو عدم الاحتكام لفرضية الطبيعية، ويعطي عدد القيود في H_0 درجات حرية البسط *numerator* لإحصائية F ودرجات حرية إحصائية χ^2، لذا فإن الاختبارين هما مختلفين؛ لكن يمكن حساب قيمة إحدى الإحصائيات من القيمة الأخرى باستخدام العلاقة التالية: $F_{(J,N-K)} = \chi^2_{(J)}/J$، وهذه جميعها ملخصة في الجدول التالي:

نوع الاختبار	الفرضية الأساسية H_0 عدد المعلمات	عدد القيود	الإحصائية	العلاقة
H_0 مفردة، ذيل واحد	≥ 1	1	$t_{(N-K)}$	
H_0 مفردة، ذيلين	≥ 1	1	$t_{(N-K)}$ أو $F_{(1,N-K)}$ أو $\chi^2_{(1)}$	$t^2_{(N-k)} = F_{(1,N-K)} = \chi^2_{(1)}$
H_0 مشتركة	≥ 2	$J \geq 2$	$F_{(J,N-K)}$ أو $\chi^2_{(J)}$	$F_{(J,N-K)} = \chi^2_{(J)}/J$

سوف نستخدم دالة الاستيراد في الأردن كمثال لبيان كيفية استخدام Eviews لإجراء هذه الاختبارات المختلفة، وسوف نركز على اختبار F و χ^2، والصيغة العامة لقيمة F هي:

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/J}{SSE_U/(N-K)}$$

حيث أن SSE_R هو مجموع مربع الأخطاء من النموذج المقدر مفترضين وجود القيود في H_0 و SSE_U مجموع مربعات الأخطاء من النموذج غير المقيد، بالمثل قيمة χ^2 تُعطى بـ $\chi^2 = J \times F$، ونستطيع استخدام Eviews لحساب F و χ^2 والقيم الاحتمالية لهما تلقائياً،

أو نستطيع استخدام Eviews لحساب النموذج المقيد وغير المقيد، ونجد SSE_R و SSE_U للنتائج، وبالتالي نحسب F و χ^2.

في مثالنا الأول نختبر $H_0 : \beta_2 = 0$ مقارنة بالفرضية البديلة $H_1 : \beta_2 \neq 0$ في النموذج التالي:

$$M = \beta_1 + \beta_2 GDP + \beta_3 RER + e$$

بعبارة أخرى، هل من الواجب تضمين GDP في المعادلة؟ سنستخدم اختبار t لمثل هذا الاختبار، وسنجد أنه من الممكن قراءة نتائج مخرجات الانحدار، لذا دعنا نرى كيف نستطيع استخدام اختبار F و χ^2.

قيمة اختبار F لاختبار معنوية النموذج هي معطاة في مخرجات الانحدار المقدر، ففي دالة الاستيراد تكون الفرضية لهذا الاختبار كما يلي:

$H_0 : \beta_2 = 0 \; and \; \beta_3 = 0$ $\qquad$ $H_1 : \beta_2 \neq 0 \; and/or \; \beta_3 \neq 0$

إن الفرضية الأساسية مشتركة نظراً لوجود شرطين (قيدين) هما $\beta_2 = 0$ و $\beta_3 = 0$ ويفترض النموذج المقيد أن H_0 هي صحيحة، لذا تكون المعادلة:

$$M = \beta_1 + e$$

هذا النموذج لا يتضمن متغيرات تفسيرية، واختبار معنوية هذا النموذج يماثل اختبار أي متغيرات تفسيرية تؤثر على المتغير التابع، ويكون مجموع مربعات الأخطاء للنموذج غير المقيد نفسه كما هو في السابق $SSE_U = 79137542$. يساوي مجموع مربعات الأخطاء للنموذج المقيد مجموع مربعات الانحرافات للمستوردات حول وسطها، كذلك يعرف كمجموع المربعات الكلية (TSS)، هذه النتيجة باقية لأن مقدّرات المربعات الصغرى المقيدة لـ β_1 هي وسط عينة المستوردات، لاحظ أن (TSS) للسلسلة y معطاة كما يلي:

$$TSS = \sum (y_i - \bar{y})^2 = \sum y_i^2 - N\,\bar{y}^2$$

دوال EViews لـ $\bar{y}$ و $\sum y_i^2$ هي $@mean(\cdot)$ و $@sumsq(\cdot)$ على التوالي، باستخدام هذه المعلومات تكون أوامر EViews لحساب قيمة F وقيمة p المطلوبة كما يلي:

```
Scalar tss=@sumsq(M)-31*(@mean(M))^2
Scalar f_model=((tss-sse_u)/2)/(sse_u/(31-3))
Scalar p_model=1-@cfdist(f_model,2,28)
```

التي تنتج:

Scalar F_MODEL = 10.8319161107

Scalar P_MODEL = 0.000327830416714

وتظهر قيمة F وقيمة p تلقائياً في مخرجات انحدار imports_function كما يلي:

R-squared	0.951586	Mean dependent var	2934.771
Adjusted R-squared	0.948128	S.D. dependent var	2163.076
S.E. of regression	492.6520	Akaike info criterion	15.32925
Sum squared resid	6795769.	Schwarz criterion	15.46802
Log likelihood	-234.6034	Hannan-Quinn criter.	15.37449
F-statistic	275.1706	Durbin-Watson stat	0.567285
Prob(F-statistic)	0.000000		

٤ـ٥ـ معاملات الارتباط الجزئي

يقيس معامل الارتباط الجزئي صافي العلاقة بين المتغير التابع ومتغير مستقل بعد استبعاد التأثير المشترك للمتغيرات المستقلة الأخرى في النموذج. على سبيل المثال، $r_{YX_1.X_2}$ الارتباط الجزئي بين Y و X_1 بعد إزالة تأثير X_2 من كلا Y و X_1:

$$r_{YX_1.X_2} = \frac{r_{YX_1} - r_{YX_2}\, r_{X_1X_2}}{\sqrt{1-r_{X_1X_2}^2}\,\sqrt{1-r_{YX_2}^2}} \qquad (4.16)$$

$$r_{YX_2.X_1} = \frac{r_{YX_2} - r_{YX_2}\, r_{X_1X_2}}{\sqrt{1-r^2_{X_1X_2}}\sqrt{1-r^2_{YX1}}} \qquad (4.17)$$

بما أن r_{YX_1} معامل الارتباط البسيط بين Y و X_1، و r_{YX_2} و $r_{X_1X_2}$ يعرفان بالقياس على ما سبق، ويقع نطاق معاملات الارتباط الجزئي بين -١ إلى +١ (كمعاملات ارتباط بسيطة) كعلامة المعلمة المقدرة المناظرة، وتستخدم لتحديد الأهمية النسبية للمتغيرات التفسيرية المختلفة في الانحدار المتعدد.

مثال ٤- ٥

استبدل القيم من الجداول ٤-١ و ٤-٢ في المعادلة. (٦-١٨) لمعامل الارتباط البسيط، نحصل:

$$r_{YX_1} = \frac{\sum x_1 y}{\sqrt{\sum x_1^2}\sqrt{\sum y^2}} = \frac{956}{\sqrt{576}\sqrt{1634}} \cong 0.9854$$

$$r_{YX_2} = \frac{\sum x_2 y}{\sqrt{\sum x_2^2}\sqrt{\sum y^2}} = \frac{900}{\sqrt{504}\sqrt{1634}} \cong 0.9917$$

$$r_{X_1X_2} = \frac{\sum x_2 x_1}{\sqrt{\sum x_2^2}\sqrt{\sum x_1^2}} = \frac{524}{\sqrt{504}\sqrt{576}} \cong 0.9725$$

$$r_{YX_1.X_2} = \frac{r_{YX_1} - r_{YX_2}\, r_{X_1X_2}}{\sqrt{1-r^2_{X_1X_2}}\sqrt{1-r^2_{YX_2}}} = \frac{0.9854 - (0.9917)(0.9725)}{\sqrt{1-0.9725^2}\sqrt{1-0.9917^2}}$$

$\cong 0.7023,$ أو 70.23%

$$r_{YX_2.X_1} = \frac{r_{YX_2} - r_{YX_1}\, r_{X_1X_2}}{\sqrt{1-r^2_{X_1X_2}}\sqrt{1-r^2_{YX_1}}} = \frac{0.9917 - (0.9854)(0.9725)}{\sqrt{1-0.9725^2}\sqrt{1-0.9854^2}}$$

$\cong 0.8434$ و أو 84.34%

لذلك، X_2 هو أكثر أهمية من X_1 في شرح اختلاف Y.

مثال ٤-٦

يمكن تلخيص نتائج مثال الذرة والأسمدة والمبيدات الحشرية كما يلي:

$$\hat{Y} = \underset{t\ values}{31.98} + \underset{(2.70)}{0.65}\, X_1 + \underset{(4.11)}{1.11}\, X_2$$

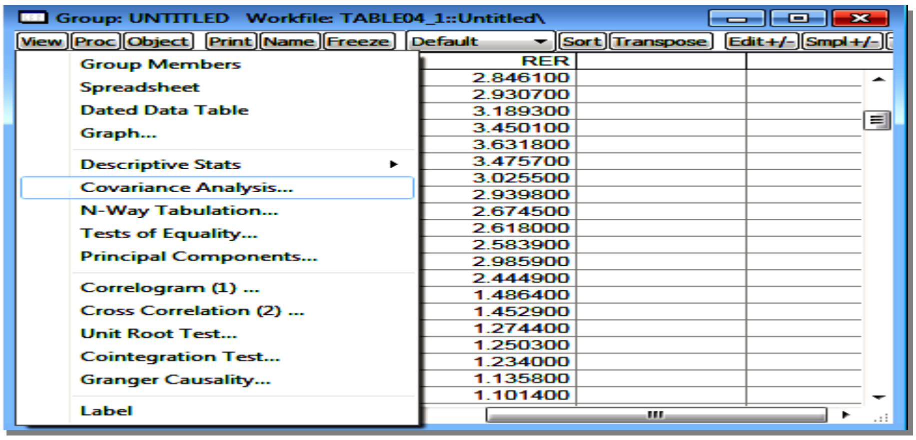
$$R^2 = 0.992 \qquad \overline{R}^2 = 0.989 \qquad F_{2,7} = 413.17$$

$$r_{YX_1.X_2} = 0.70 \qquad r_{YX_2.X_1} = 0.84$$

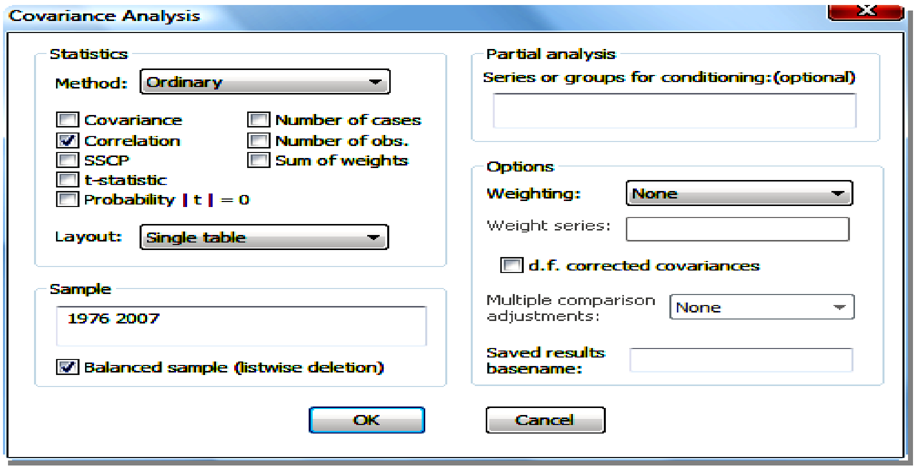
حتى ولو تم الحصول على النتائج من جهاز الكمبيوتر، فإنه من المهم العمل من خلال المسألة "يدوياً" كما فعلنا من أجل أن نفهم هذا الإجراء بوضوح.

٤-٥-١- تطبيق: مصفوفة الارتباط

مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات التفسيرية هي أداة هامة لتقييم مدى حساسية النتائج عند إدراج أو استبعاد بعض المتغيرات والأسباب المحتملة لتقدير غير دقيق. وللحصول على مصفوفة الارتباط للمتغيرات المدرجة في المعادلة imports_function في الملف table04_1، نبدأ بإنشاء مجموعة تحتوي على تلك المتغيرات لعرض مصفوفة الارتباط للمتغيرات في المجموعة، ونختار **View/Covariance Analysis**



في مربع **تحليل التباين Covariance Analysis** ستجد عدد كبير من الخيارات، إلا أن اهتمامنا حالياً سيتركز فقط على **الارتباط Correlation** الذي يعرض في **جدول واحد Single table**. وسيكون **الأسلوب Method عادياً Ordinary لعينة متوازنة Balance sample**.



أنقر OK ينتج الجدول التالي:

Covariance Analysis: Ordinary
Date: 01/20/10 Time: 22:26
Sample (adjusted): 1976 2006
Included observations: 31 after adjustments
Balanced sample (listwise missing value deletion)

Correlation	GDP	M	RER
GDP	1.000000		
M	0.972140	1.000000	
RER	-0.735688	-0.660462	1.000000

٤-٦ شروحات المصفوفات

إذا زاد عدد المتغيرات المستقلة فإن هذا يؤدي إلى زيادة العمليات الحسابية. لذا يتم استخدام المصفوفات لأنها تساعد في حل الانحدارات جبرياً مهما كان حجمها. ويعمل الحل التالي مع أي عدد من المتغيرات المستقلة، وبالتالي فهو مرن للغاية. ويمكن للطلاب الذين لم يتعاملوا مع الجبر الخطي تخطي هذا القسم ويتابعوا دراستهم.

يمكن كتابة الانحدار في الجزء ٤-١ بالمصفوفات كما يلي:

$$Y = Xb + u$$

حيث

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} \qquad X = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} \\ 1 & X_{12} & X_{22} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & X_{2n} \end{bmatrix} \quad b = \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} \quad u = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix}$$

$$\hat{b} = \begin{bmatrix} \hat{b}_0 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \end{bmatrix} = \left(X'X\right)^{-1} X'Y$$

$$S_{\hat{b}}^2 = \begin{pmatrix} S_{\hat{b}_0}^2 & \operatorname{cov}(b_0, b_1) & \operatorname{cov}(b_0, b_2) \\ \operatorname{cov}(b_0, b_1) & S_{\hat{b}_1}^2 & \operatorname{cov}(b_1, b_2) \\ \operatorname{cov}(b_0, b_2) & \operatorname{cov}(b_1, b_2) & S_{\hat{b}_2}^2 \end{pmatrix} = \frac{e'e}{(n-k)} \left(X'X\right)^{-1}$$

مثال ٤-٧: نعيد حساب مثال الذرة والأسمدة والمبيدات باستخدام المصفوفات

$$\hat{b}=\left[\begin{bmatrix}1&1&1&1&1&1&1&1&1&1\\6&10&12&14&16&18&22&24&26&32\\4&4&5&7&9&12&14&20&21&24\end{bmatrix}\begin{bmatrix}1&6&4\\1&10&4\\1&12&5\\1&14&7\\1&16&9\\1&18&12\\1&22&14\\1&24&20\\1&26&21\\1&32&24\end{bmatrix}\right]^{-1}\times\left[\begin{bmatrix}1&1&1&1&1&1&1&1&1&1\\6&10&12&14&16&18&22&24&26&32\\4&4&5&7&9&12&14&20&21&24\end{bmatrix}\begin{bmatrix}40\\44\\46\\48\\52\\58\\60\\68\\74\\80\end{bmatrix}\right]$$

$$\hat{b}=\begin{bmatrix}1.36&-0.18&0.16\\-0.18&0.03&-0.03\\0.16&-0.03&0.04\end{bmatrix}\begin{bmatrix}570\\11216\\7740\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}31.98\\0.65\\1.11\end{bmatrix}$$

وبالتالي فإن: $\hat{b}_0=31.98$ و $\hat{b}_1=0.65$ و $\hat{b}_2=1.11$.

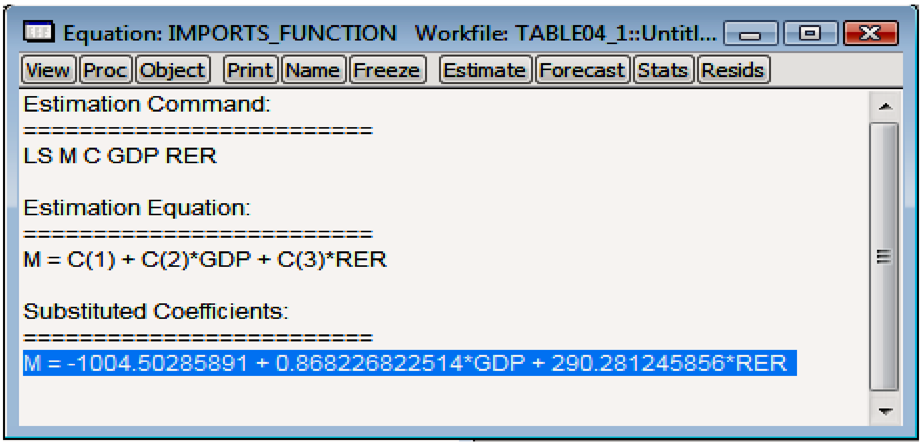
$$e=Y-X\hat{b}=\begin{bmatrix}40\\44\\46\\48\\52\\58\\60\\68\\74\\80\end{bmatrix}-\begin{bmatrix}1&6&4\\1&10&4\\1&12&5\\1&14&7\\1&16&9\\1&18&12\\1&22&14\\1&24&20\\1&26&21\\1&32&24\end{bmatrix}\begin{bmatrix}31.98\\0.65\\1.11\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}-0.32\\1.08\\0.67\\-0.85\\-0.37\\1.00\\-1.82\\-1.78\\1.81\\0.58\end{bmatrix}$$

$$S^2_{\hat{b}}=\frac{13.6704}{(10-3)}\begin{bmatrix}1.36&-0.18&0.16\\-0.18&0.03&-0.03\\0.16&-0.03&0.04\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}2.66&-0.35&0.31\\-0.35&0.06&-0.07\\0.31&-0.07&0.07\end{bmatrix}$$

وبالتالي فإن: $S^2_{\hat{b}0}=2.66$ و $S^2_{\hat{b}1}=0.06$ و $S^2_{\hat{b}2}=0.07$.

٤-٧ التنبؤ

لاستخدام نتائج النموذج للتنبؤ بالمستوردات عندما نتوقع أن يكون الناتج المحلي الإجمالي ١٢٠٠٠ مليون دينار في عام ٢٠٠٧ وسعر الصرف الحقيقي المتوقع ١,٤ في عام ٢٠٠٧، اختر ***View/Representation*** من شريط أدوات المعادلة وظلل المعادلة التي تقع تحت عنوان Substituted Coefficients:



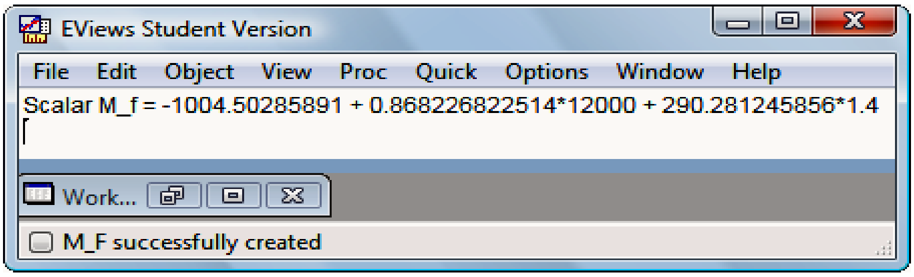
انسخ النص المظلل إلى نافذة أوامر EViews وعدلها لتتضمن القيم المفترضة للدخل GDP وسعر الصرف الحقيقي RER، ومن الضروري تغيير اسم المتغير على يسار المعادلة لتتجنب الكتابة على المتغير التابع M، وفي الحقيقة نحن لا ننشئ سلسلة لنفس المتغير، إنما ننشئ رقماً آخر، وسنختار لمحاكاة المتغير الجديد Mf ليعكس المعادلة، أو،

$$\hat{M} = b_1 + b_2 \times 12000 + b_3 \times 1.4$$

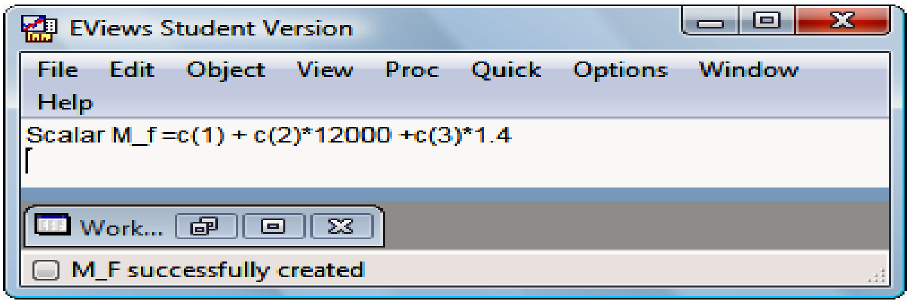
وسيكون شكل الأمر في EViews كما يلي:

Scalar M_f = -1004.50285891 + 0.868226822514*12000 + 290.281245856*1.4

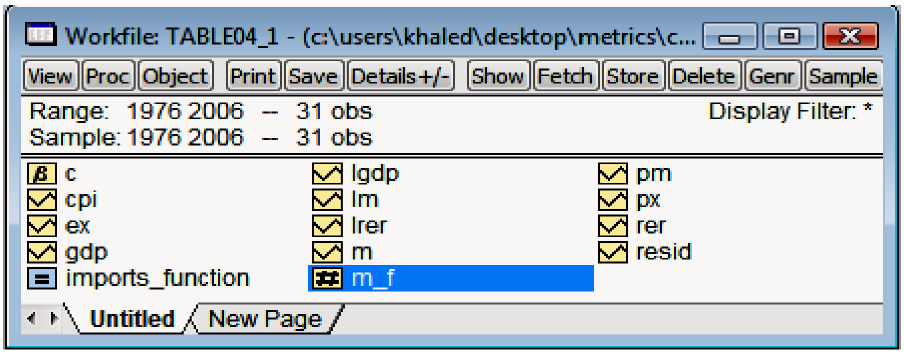
الكلمة الأولى Scalar تخبر EViews أننا نريد حساب رقم مفرد ليخزن في الملف، والكلمة الثانية M_f اسم المتغير الذي سنحصل عليه ويحتوي على الأرقام المتوقعة، والجانب الأيمن من المعادلة يتضمن العمليات الحسابية، والأمر الذي سننفذه في أعلى الشاشة من EViews يظهر كما يلي:



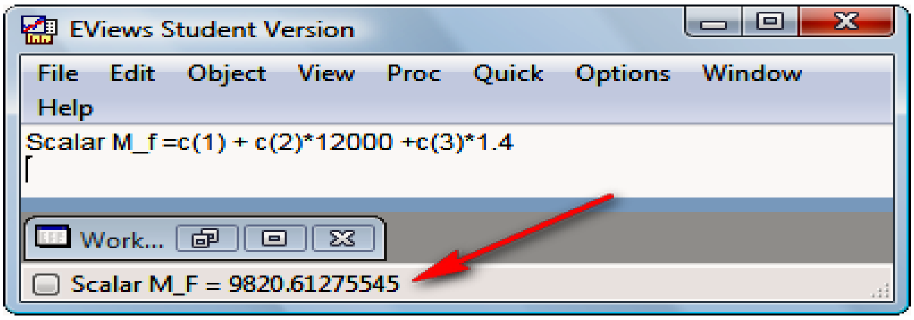
أو،



قيم C(1) و C(2) و C(3) تمثل دائماً المعلمات المقدرة للنموذج لآخر تقدير، فإذا كان لديك معادلة مقدرة واحدة فلن يكون لديك أي مشكلة أو إرباك، أما إذا قدرت أي نموذج جديد سواءً كان ناجحاً أم لا، فإن الأرقام سوف تتغير، لذا عليك التأكد من أنك تستخدم النموذج الصحيح المراد التنبؤ من خلاله.

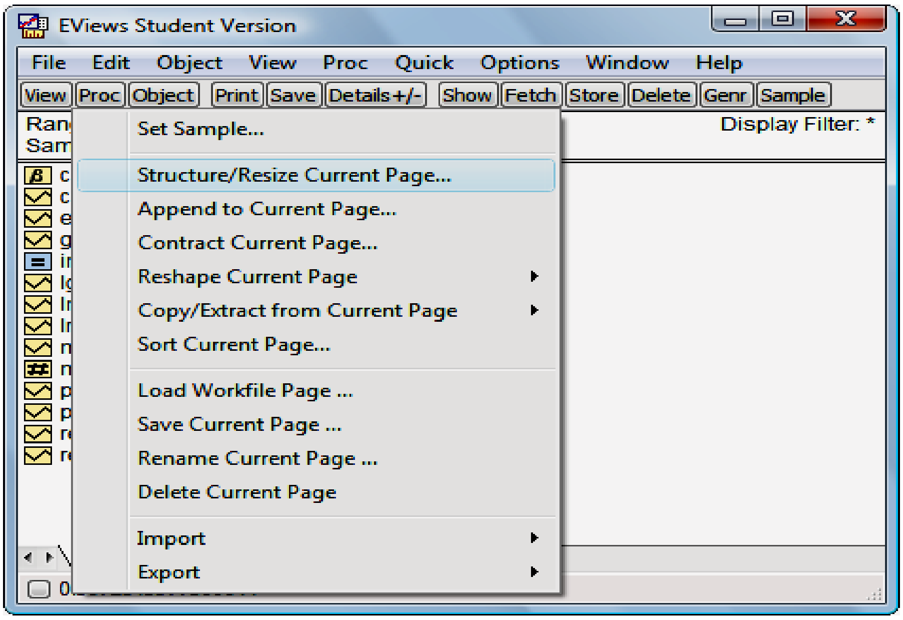


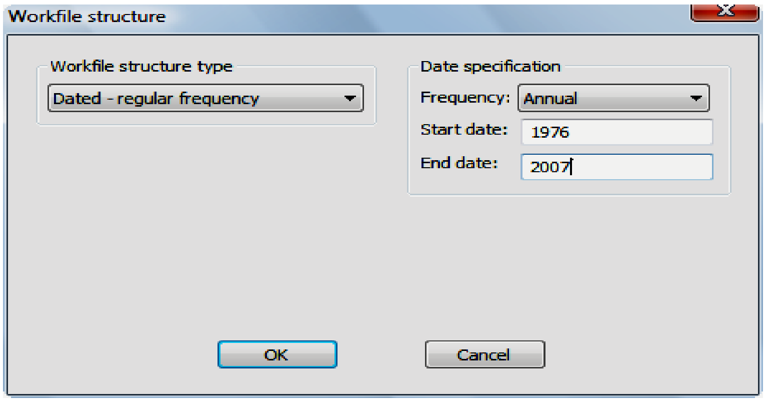
لديك الآن تنبؤاً محسوباً، فكيف تقرأه؟ اذهب إلى الشكل M_f في الملف وانقر عليه نقرتين، ستظهر الإجابة في أسفل شاشة الملف.



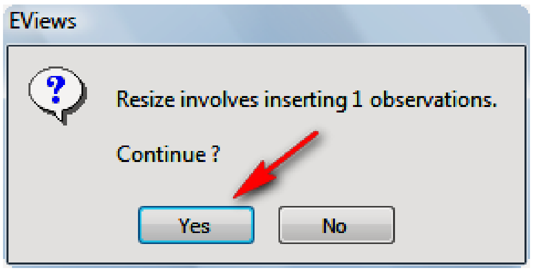
٤_٧_١ استخدام خيار التوقع Forecast

لاستخدام أمر ***Forecast*** التلقائي في EViews لإنتاج توقعات خارج نطاق العينة، من الضروري توسيع حجم الملف لاستيعاب مشاهدات التنبؤ الذي تريد تنفيذه، ويتم هذا الإجراء من خلال شريط أدوات الملف، اختر ***Proc/Structure/Resize Current Page***، ولأننا نريد إجراء توقع لمشاهدة واحدة فقط، سوف يتغيّر نطاق البيانات تلقائياً لتصبح نهاية الفترة ٢٠٠٧ بدلاً من ٢٠٠٦ كون البيانات سنوية.

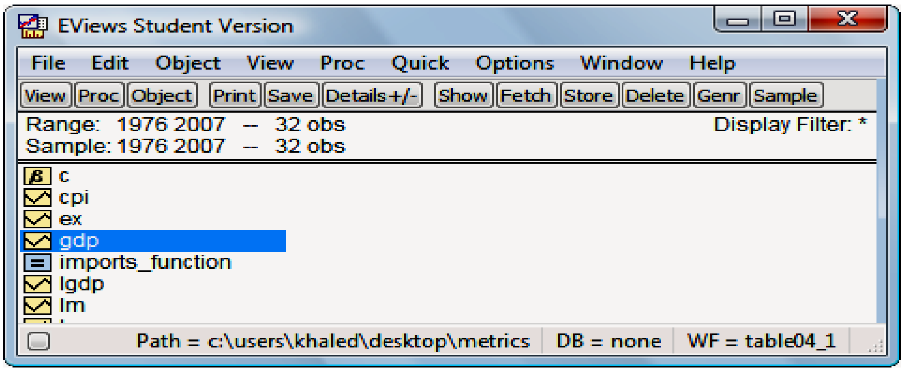


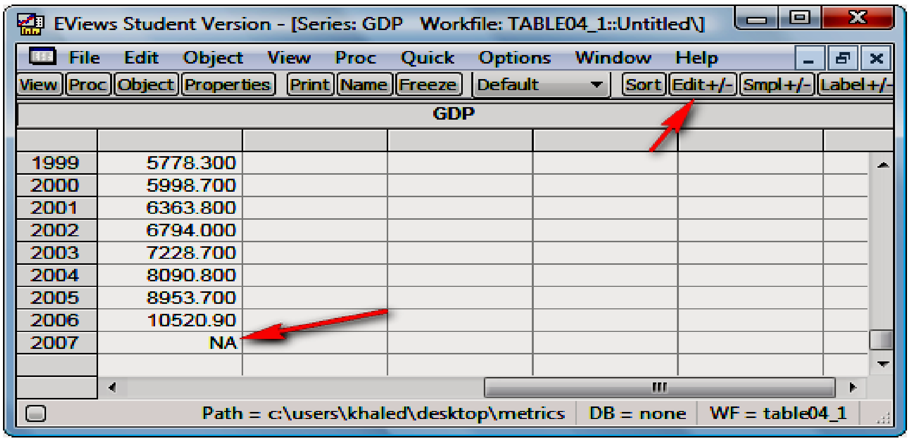


سيسألك EViews فيما إذا كنت متأكداً من هذا التغيير أم لا؟

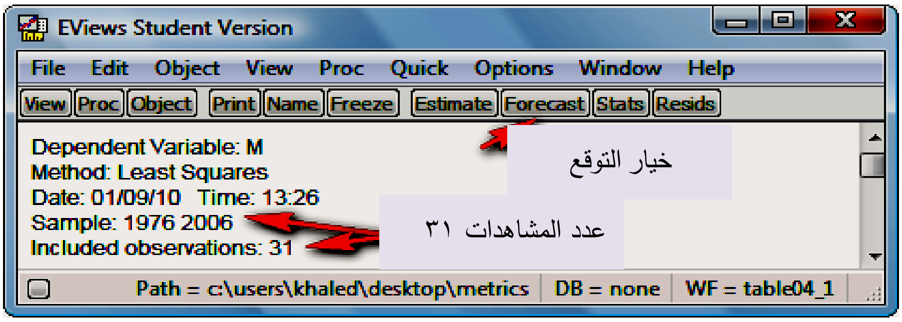


لاحظ أن المدى **Range** والعينة **Sample** في الملف قد تغيرتا من**2006 1976** إلى **1976 2007**، والمهمة التالية إدخال قيمة GDP=12000 و RER=1.4 للتوقع الذي نريد تنفيذه، سندخل هذه القيم في سجل السنة ٢٠٠٧، ولإجراء هذا الأمر سنفتح جدول GDP بالنقر عليه نقرتين في ملف العمل.



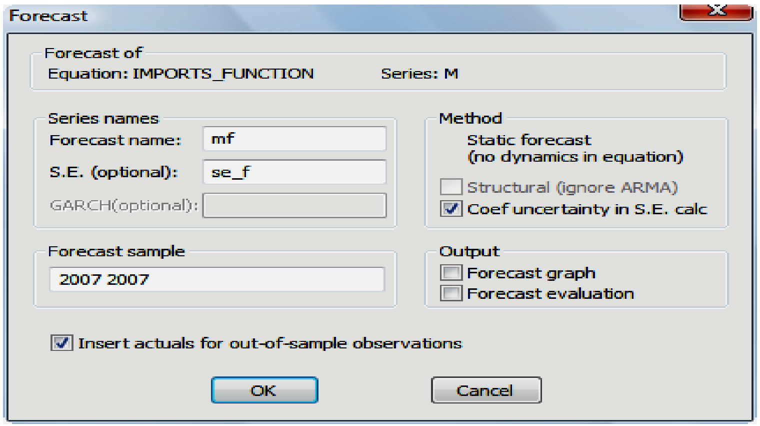


ستظهر في خانة GDP في أسفل الجدول في السجل المخصص لمشاهدة السنة ٢٠٠٧ العبارة **NA** وهي تعبر عن "not available" غير متوفرة، ولاستبدال **NA** بـ ١٢٠٠٠ أنقر على **Edit** +/- وادخل القيمة الجديدة ثم انقر +/- **Edit** مرة أخرى بعد إجراء التغيير، ونقوم بإجراء نفس الخطوات السابقة لإضافة القيمة ٤,١ إلى جدول RER.

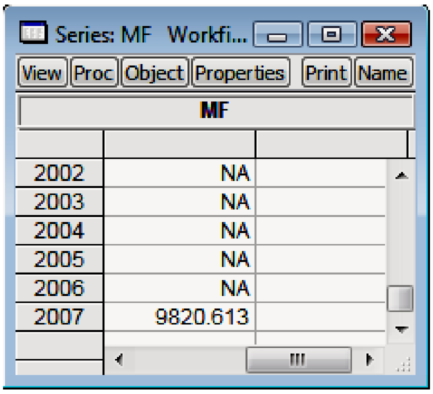


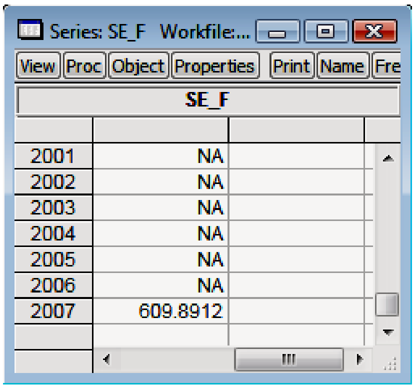
أصبحت الآن جاهزاً لحساب التوقع، اذهب إلى الملف وافتح المعادلة IMPORTS_FUNCTION بالنقر عليها نقرتين، ثم انقر على Forecast في شريط الأدوات، مع ملاحظة أن عدد المشاهدات المستخدمة في تقدير المعادلة لا زالت ٣١ مشاهدة، لذا نستخدم أولاً المشاهدات الـ ٣١ لتقدير المعادلة المستخدمة في تقدير المستوردات للمشاهدة ٣٢ العائدة للسنة ٢٠٠٧، علماً بأن زيادة مدى المشاهدات في الملف لا تؤدي إلى أي تغير في المعادلة التي تم تقديرها بالمشاهدات السابقة.

سنحدد في خانة Forecast sample المشاهدة الخاصة بالسنة ٢٠٠٧ ونحدد مدى التقدير 2007 2007.



بعد النقر على OK وإغلاق المعادلة عليك العودة إلى ملف العمل، ستكتشف ظهور سلسلتين جديدتين mf و se_f، وبفتح هاتين السلسلتين بالنقر عليهما نقرتين ستكتشف ظهور التوقع والخطأ المعياري له بالمشاهدة المقابلة للسنة ٢٠٠٧، أما التوقع والخطأ المعياري للمشاهدات من ١٩٧٦ إلى ٢٠٠٦ ستظهر **NA**، مشابهة للعينة المتوقعة التي حددناها سابقاً.





وبذلك تكون قيمة M المتوقعة والانحراف المعياري لها كما يلي: $\hat{M} = 9820.613$ و $se(f) = 609.8912$ ويمكننا استخدامهما لحساب فترة التوقع كما يلي:

$$\hat{M} \pm t_{(1-\alpha/2,\,28)} \times se(f)$$

تمارين

يبين الجدول ادناه قيمة الضرائب الجمركية المحصلة (المعرفة برسم التعريفة الموحد) Y، وقيمة المستوردات الخاضعة للتعريفة الجمركية X_1، والوسط المرجح للتعريفة الجمركية X_2، خلال الفترة ٢٠٠٣-٢٠١٠.

year	قيمة الرسوم الجمركية المحصلة (مليون دينار) Y	المستوردات الخاضعة للتعريفة الجمركية (مليون دينار) X_1	الوسط المرجح للتعريفة الجمركية ٪ X_2	درجة الانفتاح الاقتصادي * ٪ X_3
2003	162.6	857.1	13.0	78.5
2004	211.6	1100.6	7.6	97.8
2005	254.7	1194.6	6.7	109.3
2006	280.3	1357.0	5.7	101.1
2007	279.0	1467.2	3.6	102.3
2008	254.5	1390.5	2.7	102.5
2009	237.5	1174.5	3.1	78.9
2010	235.5	1066.0	2.4	79.2

المصدر:

١- دائرة الجمارك، التقارير السنوية، وبيانات غير منشورة.

٢- موقع البنك المركزي الأردني www.cbj.gov.jo

* الانفتاح الاقتصادي: هو مجموع الصادرات والمستوردات مقسوماً على الناتج المحلي الإجمالي.

جد باستخدام Eviews ما يلي:

١- قدر انحدار المربعات الصغرى العادية للتلك المشاهدات.

٢- اختبر الدلالة الاحصائية لمعلمات ميل المتغيرات عند مستوى معنوية ٥٪.

٣- جد معامل التحديد العادي والمصحح.

٤- اختبر الدلالة الكلية للانحدار.

٥- جد معاملات الارتباط الجزئية. وأوضح أي من المتغيرات المستقلة له أكبر مساهمه في تفسير المتغير التفسيري في النموذج.

٦- جد معامل مرونة الوسط المرجح بالنسبة للضرائب الجمركية المحصلة η_{wa}، ومرونة حجم المستوردات بالنسبة للضرائب المحصلة η_m. علماً بأن المرونة:

$$\eta_i = \hat{b}_i . \frac{\overline{X}_i}{Y}$$

٧- اكتب تقريراً بجميع النتائج، على أن تكون جميع حسابات النتائج بأربع خانات بعد الفاصلة، مبيناً معنوية كل معلمة، ومفسراً معناها.

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....

....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....
....

الفصل الخامس

العلاقات غير الخطية

٥-١ متعدد الحدود Pololynomials

عندما نصف منحنى الكلفة ومنحنى الانتاج لأي منشأة -وكل منهما انعكاس للآخر- نأخذ الشكل التكعيبي المعياري له، ونأخذ الشكل التكعيبي كذلك لمنحنيات متوسط الكلفة والكلفة الحدية وإنعكاسهما منحنى متوسط الإنتاج ومنحنى الإنتاج الحدي، وميل هذه العلاقات ليس ثابتاً ولا توضحه متغيرات نموذج الإنحدار الخطي بشكل عام، إلا أن هذه الأشكال يبينها متعدد الحدود Polynomial فعلى سبيل المثال يكون شكل علاقة متوسط الكلفة كما يلي:

$$AC = \beta_1 + \beta_2 Q + \beta_3 Q^2 + e$$

وتأخذ الدالة التربيعية شكل U وهي شكل لدالة متوسط الكلفة. ولشرح معادلة الأجور عندما تكون الأجور دالة في التعليم وعـدد سنوات الخبرة للعاملـين، فإننا نتوقـع أن تكون أجور العمال الشباب منخفضة أما الذين لديهم خبرة أكبر فإن

أجورهم تزداد، إلا أن الأجور تبدأ بالإنخفاض بعد منتصف العمر لأننا نكون قد اقتربنا من التقاعد، ولأخذ نمط دورة الحياة للأجور في التحليل سندخل الخبرة ومربع الخبرة لشرح مستوى الأجور:

$$wage = \beta_1 + \beta_2 educ + \beta_3 exper + \beta_4 exper^2 + e$$

للحصول على مقلوب الشكل U نتوقع ان تكون $\beta_3 > 0$ و $\beta_4 < 0$ وكمثال على ذلك افتح ملف wage_5.wf1 وقدر معادلة الأجور بالشكل التربيعي وأدخل الأمر التالي:

LS wage c educ exper exper^2

وهذا يؤدي الى التقدير التالي:

Dependent Variable: WAGE
Method: Least Squares
Date: 01/27/10 Time: 19:31
Sample: 1 1000
Included observations: 1000

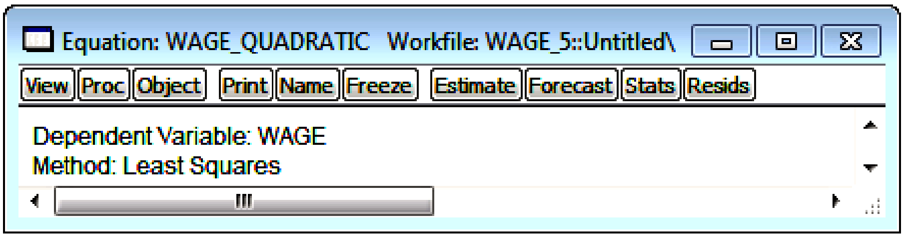
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.8177	1.054964	-9.3062	0.0000
EDUC	1.210072	0.070238	17.22821	0.0000
EXPER	0.340949	0.051431	6.629208	0.0000
EXPER^2	-0.00509	0.001198	-4.25151	0.0000

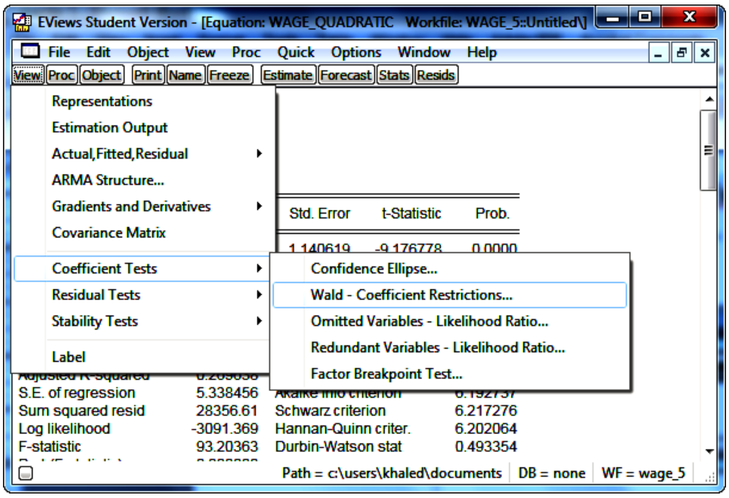
R-squared	0.270934	Mean dependent var	10.21302
Adjusted R-squared	0.268738	S.D. dependent var	6.246641
S.E. of regression	5.341743	Akaike info criterion	6.192973
Sum squared resid	28420.08	Schwarz criterion	6.212604
Log likelihood	-3092.49	Hannan-Quinn criter.	6.200434
F-statistic	123.3772	Durbin-Watson stat	0.491111
Prob(F-statistic)	0.000000		

لتشكيل نموذج غير خطي للمتغيرات يتطلب بعض الجهد، ويتوقع أن يكون تأثير التعليم على الأجور يوضحه المعامل ١,٢١ حيث أن كل سنة تعليم يقدر لها أن تؤدي إلى زيادة أجر ساعة العمل بمقدار ١,٢١ دينار مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة. وأن الأثر الحدي للخبرة على الأجور مع بقاء التعليم والعوامل الأخرى ثابتة هو:

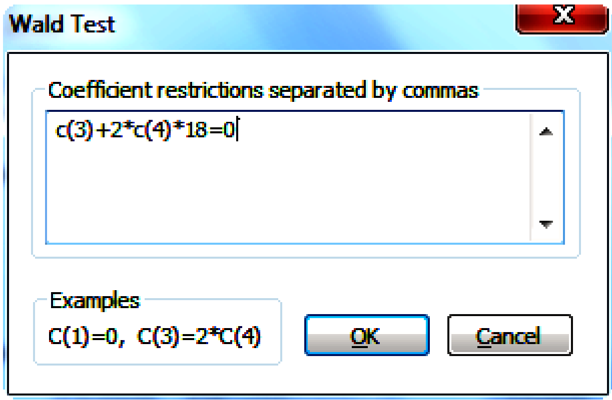
$$\frac{\partial E(wage)}{\partial exper} = \beta_3 + 2\beta_4\ Exper$$

لتقييم الأثر الحدي على المستوى الفردي مثل سنوات الخبرة التي تساوي ١٨ سنة، ولتنفيذ هذا الإجراء من خلال EViews لمعادلة الإنحدار wage_quadratic إختر الأمر **View/Coefficient Test/Wald Coefficient Restriction**

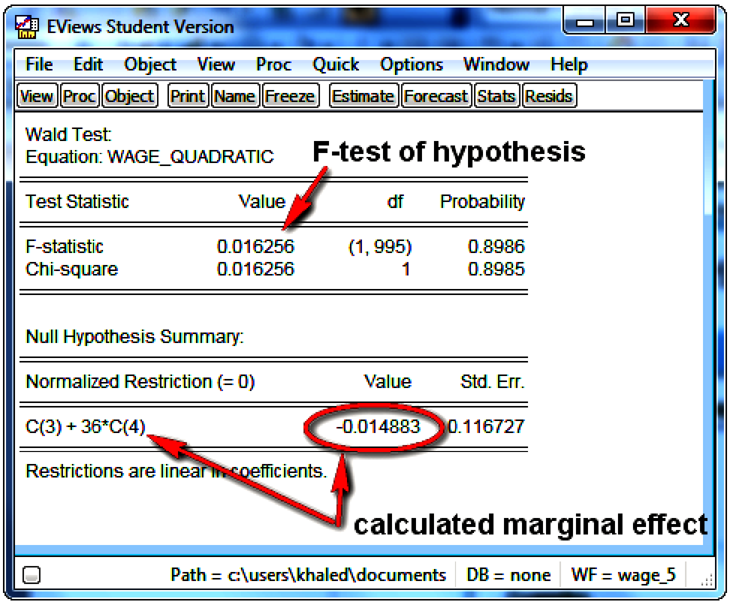




أدخل في صندوق الاختبار معادلة الأثر الحدي للخبرة:



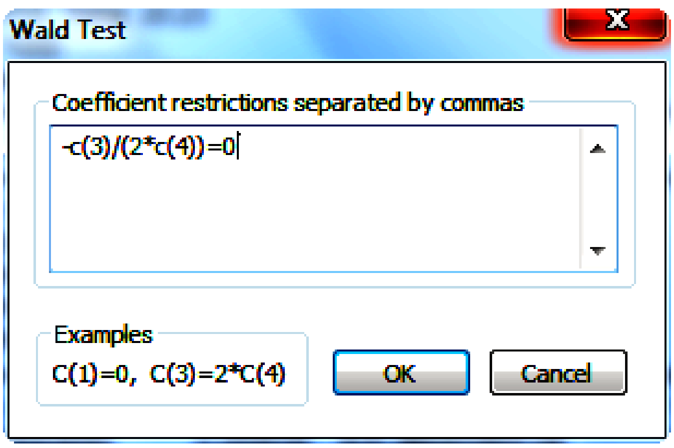
لذا فإن $C(3)=b_3$ و $C(4)=b_4$، إن القيد **Coefficient Restriction** الذي أدخلناه هو الأثر الحدي الذي يساوي صفر في الشكل اعلاه، هذا الأمر سوف لا يختبر فرضية الأثر الحدي الذي يساوي صفر فقط، إنما يحسب الأثر الحدي ويحسب الانحراف المعياري للأثر الحدي كذلك.



لحساب الاحصاء الوصفي لهذه المتغيرات (wage, exper, educ) قم بالتاشير عليها ثم اختر **View/Descriptive Stats/Common Sample**

	EDUC	EXPER	WAGE
Mean	13.28500	18.78000	10.21302
Median	13.0000	18.00000	8.790000
Maximum	18.0000	52.00000	60.19000
Minimum	1.00000	0.000000	2.030000
Std. Dev.	2.468171	11.31882	6.246641

تكون أقصى أجور نحصل عليها عندما تساوي الخبرة $-\beta_3/2\beta_4$، افتح wage_quadratic واختر **View/Coefficient Test/Wald Coefficient Restriction**

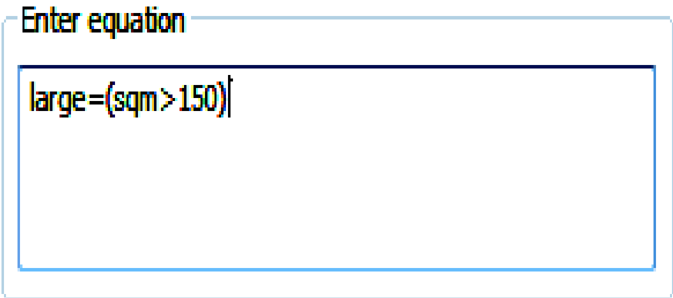


وبذلك يكون أقصى أجر نحصل عليه عند خبرة ٣٣,٤٧ سنة وباستخدام الانحراف المعياري نستطيع حساب فترة التقدير.

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 / 2 * C(3) / C(4)	33.47192	3.393876

٥-٢- المتغيرات الوهمية Dummy Variable

المتغيرات الوهمية هي متغيرات ثنائية binary (٠، ١) تشير إلى وجود أو غياب بعض الشروط، إن إنشاء متغيرات وهمية لا يشبه إنشاء أي متغير آخر، لإنشاء متغير وهمي يكون فيه ١ للبيوت الكبيرة و٠ لغيرها علينا أن نقرر ما هو البيت الكبير ؟ فعلى سبيل المثال إذا كان وسيط median مساحة البيت (sqm) في العينة هو ١٥٠م٢، إفرض أن البيت الذي يزيد عن ١٥٠م٢ هو بيت كبير، وأنقر في نافذة ملف العمل على زر **Genr** وأدخل



ماذا سينتج المتغير الجديد Large الذي سيعطي القيمة ١ للحالة إذا كانت (Sqm>150) للمشاهدة المطابقة و٠ لغيرها ، أنظر الى المشاهدات التي تعكس هذا العمل:

obs	SQM	LARGE
1	120.0000	0.000000
2	140.0000	0.000000
3	180.0000	1.000000
4	100.0000	0.000000
5	200.0000	1.000000

٥-٣- التفاعل بين متغيرين مستمرين

افتح الملف Pizza.wf1 وقدر انحدار المربعات الصغرى للمتغير Pizza على age و income

Ls pizza c age income

نضيف تفاعل age و income

Ls pizza c age income age*income

Dependent Variable: PIZZA
Method: Least Squares
Date: 01/27/10 Time: 22:06
Sample: 1 40
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	161.4654	120.6634	1.338147	0.1892
AGE	-2.97742	3.352101	-0.88823	0.3803
INCOME	0.009074	0.00367	2.472717	0.0183
AGE*INCOME	-0.00016	8.67E-05	-1.84715	0.0730

R-squared	0.387319	Mean dependent var	191.55
Adjusted R-squared	0.336262	S.D. dependent var	155.8806
S.E. of regression	126.9961	Akaike info criterion	12.62083
Sum squared resid	580608.7	Schwarz criterion	12.78972
Log likelihood	-248.417	Hannan-Quinn criter.	12.68189
F-statistic	7.586038	Durbin-Watson stat	0.932029
Prob(F-statistic)	0.000468		

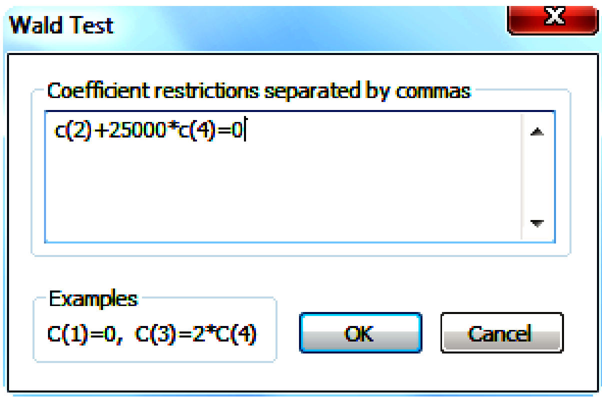
الأثر الحدي للعمر age هو:

$$\frac{\partial E(Pizza)}{\partial Age} = \beta_2 + \beta_4\ Income$$

لتقييم الأثر الحدي هذا عندما يكون الدخل $Income = 25000$ ، اختر من نافذة الانحدار **View/Representation** ترى:

Estimation Equation:
=========================
PIZZA = C(1) + C(2)*AGE + C(3)*INCOME + C(4)*AGE*INCOME

اختر **View/Coefficient Test/Wald Coefficient Restriction**



تتضمن نتائج اختبار Wald الأثر الحدي الذي تشكلة الفرضية والإنحراف المعياري.

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + 25000*C(4)	-6.982702	2.267797

٥-٤ نموذج لوغاريتمي خطي log-linear

أصبحت صيغ معادلات الانحدار التي متغيرها التابع محول إلى صيغة اللوغاريتم شائعة، وينشئ EViews دالة log اللوغاريتم الطبيعي ويقدرها باستخدام الأمر التالي: (أفتح الملف cps_small)

Ls log(wage) c educ female

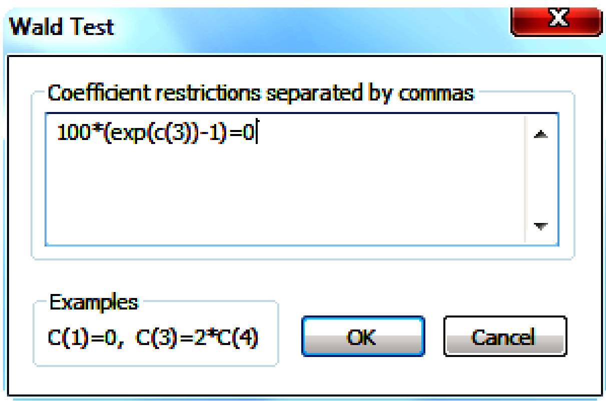
فتكون النتيجة كما يلي:

Dependent Variable: LOG(WAGE)
Method: Least Squares
Date: 01/28/10 Time: 06:36
Sample: 1 1000
Included observations: 1000

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.929036	0.083748	11.09319	0.0000
EDUC	0.102566	0.006075	16.8824	0.0000
FEMALE	-0.2526	0.029977	-8.42658	0.0000

R-squared	0.266837	Mean dependent var	2.166837
Adjusted R-squared	0.265366	S.D. dependent var	0.552806
S.E. of regression	0.473814	Akaike info criterion	1.346993
Sum squared resid	223.8265	Schwarz criterion	1.361716
Log likelihood	-670.497	Hannan-Quinn criter.	1.352589
F-statistic	181.4308	Durbin-Watson stat	0.524339
Prob(F-statistic)	0		

إن عملية حساب الأثر الفعلي للجنس على الأجور تبدو معقدة؛ لكن EViews سهل ذلك، ما عليك إلا أن تختار **View/Coefficient Test/Wald Coefficient Restriction** وتأخذ الدالة الأسية exponential الشكل **exp** في EViews، ولإجراء الحساب غير الخطي أدخل هذه الفرضية:



وتكون النتيجة كما يلي:

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
100 * (-1 + EXP(C(3)))	-22.3224	2.328539

Delta method computed using analytic derivatives

نسبة الفروق المحسوبة في الأجور هي -٢٢,٣٢٪ ويحسب EViews الخطأ المعياري لهذه القيمة.

المثال التالي يتضمن عملية التفاعل بين المتغيرين:

$$\ln(wage) = \beta_1 + \beta_2 educ + \beta_3 exper + \gamma(educ \times exper)$$

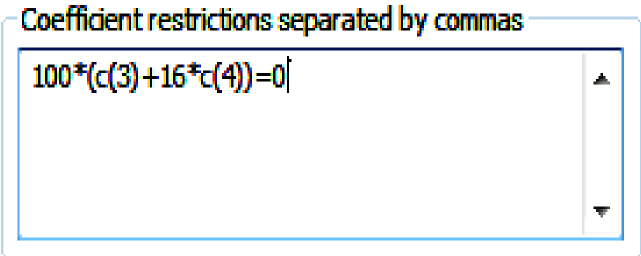
لتقدير هذا النموذج نكتب الأمر التالي:

Ls log(wage) c educ exper educ*exper

يكون الأثر التقريبي لسنة الخبرة الأضافية مع بقاء التعليم كما هو:

$$100\ (\beta_3 + \gamma\ educ)\%$$

استخدم نفس المنهج واختر **View/Coefficient Test/Wald Coefficient Restriction**



وتشير نتيجة تقدير منفعة سنة الخبرة الإضافية هي ٠,٩٥٪

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
100 * (C(3) + 16*C(4))	0.951838	0.215985

Restrictions are linear in coefficients.

الفصل السادس

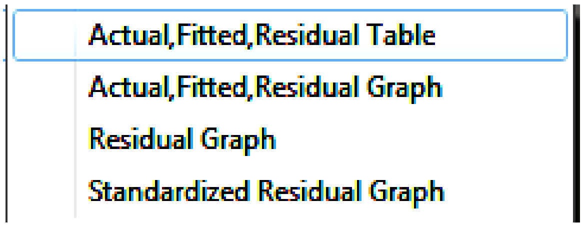
مشكلة عدم ثبات التباين
Heteroskedasticity

٦-١- اختبار البواقي Resuduals

سبق وأن قدرنا دالة الاستهلاك البسيطة في الفصل الثالث، وسوف نستفيد من نتائجها آخذين بعين الاعتبار تباين الخطأ لها والذي يتغيّر للمشاهدات؛ وتسمى هذه الخاصية بخاصية عدم ثبات التباين Heteroskedasticity، لهذا سنختبر بواقي المربعات الصغرى للتأكد فيما إذا كانت متزايدة مع تزايد الدخل أم لا؟ فإذا كانت متزايدة عندها نقول بأن تباين الخطأ يزداد مع الدخل فنؤكد وجود هذه المشلكة.

٦-١-١- رسم المشاهدات

هناك عدة طرق لاختبار بواقي المربعات الصغرى منها الرسم، فبعد تقدير معادلة الاستهلاك الخاص اختر **View/Actual, Fitted, Residual** ستظهر شاشة فيها الخيارات التالية:



وهذه الخيارات الأساسية تعني:

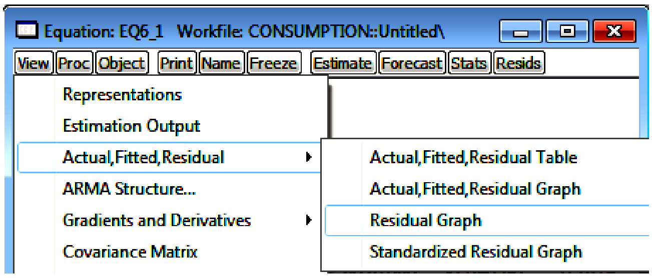
$$Actual = Consumption = C$$

$$Fitted = \hat{C} = b_1 + b_2 GDP$$

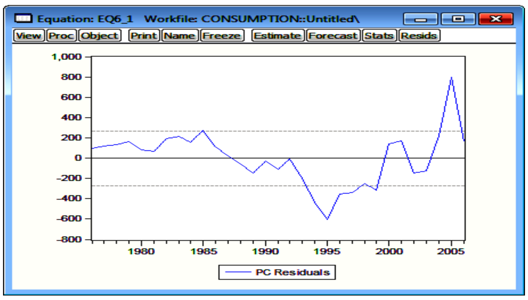
$$resid = \hat{e} = C - \hat{C}$$

أما **Standardized Residual Graph** هو رسم قيم $\hat{e}/\hat{\sigma}$ أي عندما تكون البواقي معيارية وذلك بقسمتها على الإنحراف المعياري المقدر لحد الخطأ.

نرسم السلاسل الزمنية مقابل رقم المشاهدة، فعلى سبيل المثال إختر **Residual Graph** كما يلي:



يظهر شكل البواقي أنها تميل إلى الزيادة كلما زادت ارقام المشاهدات، والسبب في ذلك ان المشاهدات رتبت حسب الزيادة في قيم الدخل، و البواقي تزداد مع زيادة الدخل، ويعتبر رسم البواقي مهماً لاختبار أيٍّ من المشاهدات التي لا يسحبها النموذج المقدر للمساعدة في تقييم أي من المشاهدات غير النموذجية، وترسم الخطوط النقطية النقاط عند انحراف معياري واحد $(\hat{\sigma} = 269.6063)$ وكذلك الجانب المقابل للعنصر.

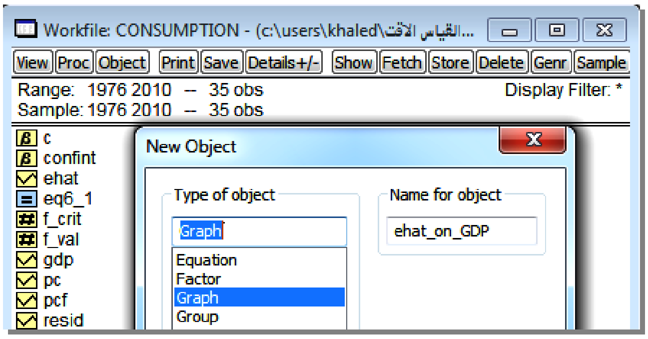


٦-١-٢- رسم المتغيرات التفسيرية

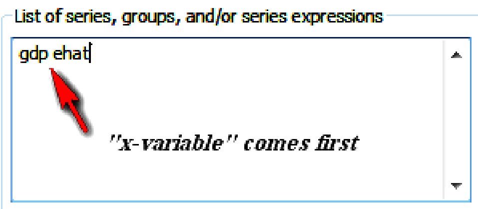
لرسم البواقي مقابل الدخل سنبدأ بتسمية البواقي Residuals والقيم المقدرة Fitted values كما يلي:

Series ehat=resid
Series c_hat=pc-ehat

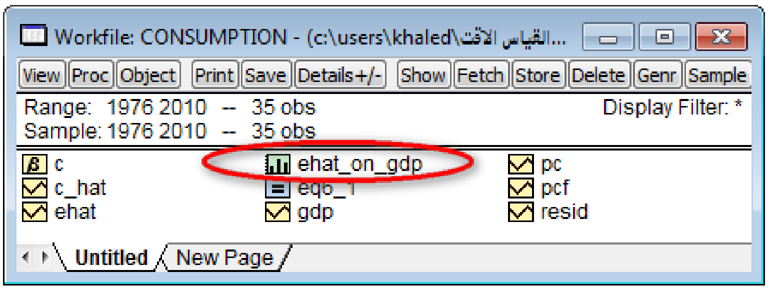
و يمكن تنفيذ هذة الأوامر من خلال سطر الأوامر، ثم إختر **Object/New object** وإختر **Graph** وسمي الشكل ehat_on_GDP



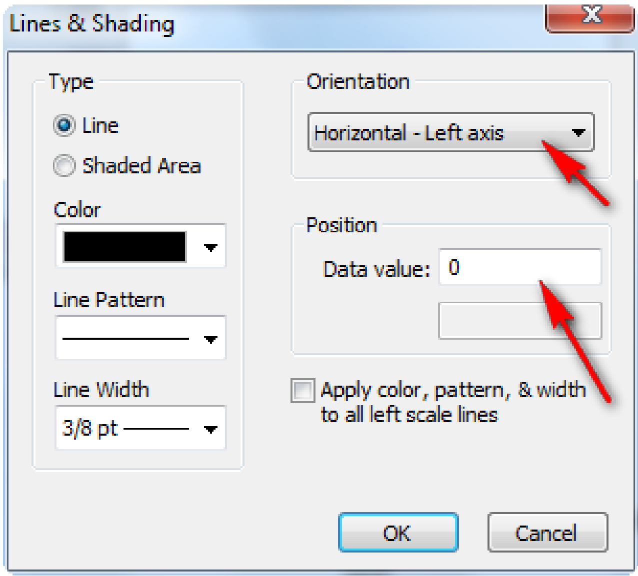
أنقر OK وحدد السلاسل الزمنية التي تريد ادخالها في الشكل، وعادة يمثل المتغير الذي تختارة أولاً المحور السيني.



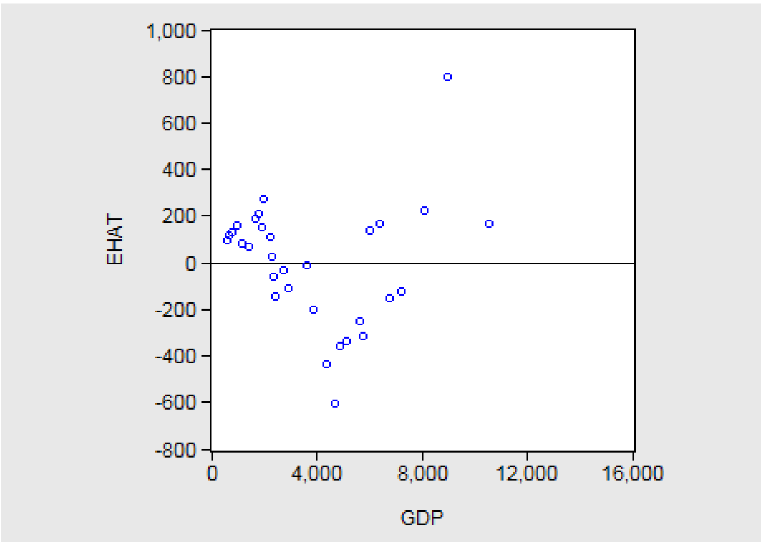
أنقر OK سيتم تخزين الشكل في ملف العمل.



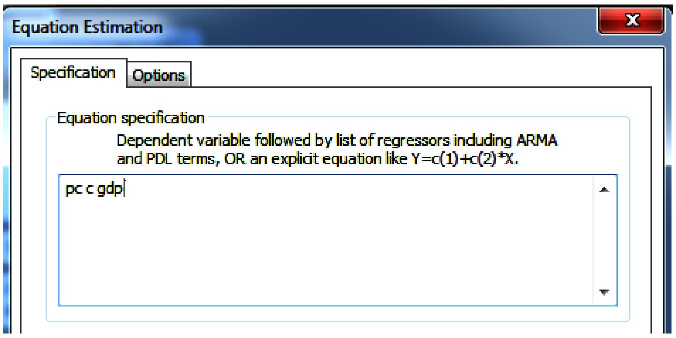
انقر نقرتين على هذا الهدف سيفتح ثم اختر **Options** ومن ثم اختر **Type/Scatter** ثم انقر **Apply** وانقر OK. ثم اختر **Line/Shade** لتحديد الخط الأفقي عند الصفر كما في الشكل ادناه:



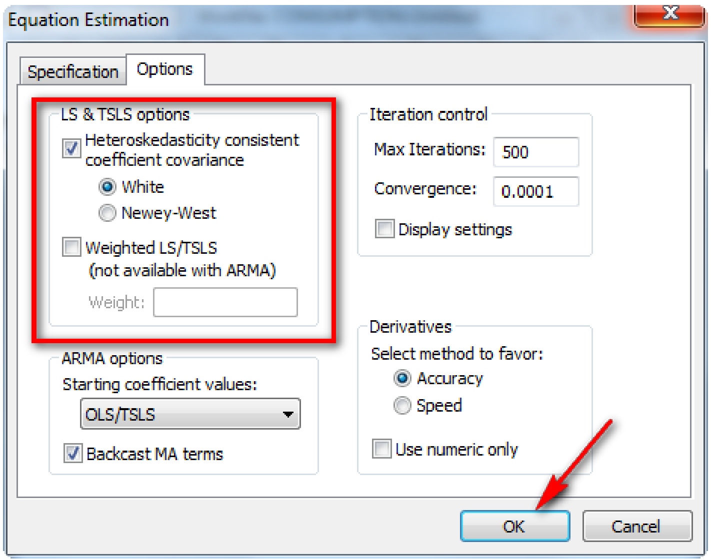
أنقر OK تحصل على الشكل المطلوب، مع ملاحظة أن البواقي تزداد ضخامتها عندما يكون الدخل اكبر وهذا يشير إلى عدم ثبات التباين.



٦-٣-اختبار Heteroskedasticity-consistent standard error
احد خيارات تصحيح تقدير فترات المربعات الصغرى واختبار الفرضيات التي لا يوجد لها مساهمات كبيرة تحت فرض عدم ثبات التباين هو اختبار White's heteroskedasticity-consistent standard error، وتنتج الانحرافات المعيارية في EViews باختيار خيارات التقدير، ثم اختر خيار **Options** الموجود في مربع **Equation Estimation**:



واختار **LS & TSLS Options** ثم اختر heteroskedasticity-consistent coefficient covariance واتبعها White ثم انقر OK



ستخبرك النتائج أن الانحراف المعياري والتباين المشترك هما heteroskedasticity-consistent

Dependent Variable: PC
Method: Least Squares
Date: 01/30/10 Time: 18:40
Sample: 1976 2006
Included observations: 31
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-95.24452	70.98043	-1.341842	0.1901
GDP	0.794517	0.023174	34.28522	0.0000

٦-٣- المربعات الصغرى المرجحة Weighted

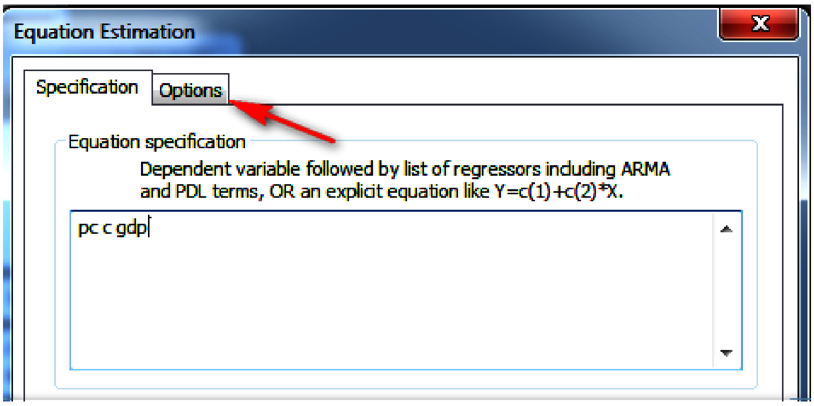
يفترض أن تباين خطأ الانحدار هو غير ثابت heteroskedasticity ويكون على شكل $\sigma_i^2 = \sigma^2 x_i$ حيث أن $GDP = x_i$، وفي ظل هذا الوصف فإن ادنى تباين لمعاملات انحدار غير منحازة β_1 و β_2 هي مقدرات المربعات الصغرى المعممة، ويعرف هذا المقدر بمقدرات المربعات الصغرى المرجحة Weighted least squares estimator حيث أن كل مشاهدة هي مرجحة بالمقدار:

$$\frac{1}{\sqrt{x_i}} = \frac{1}{\sqrt{GDP_i}} \square$$

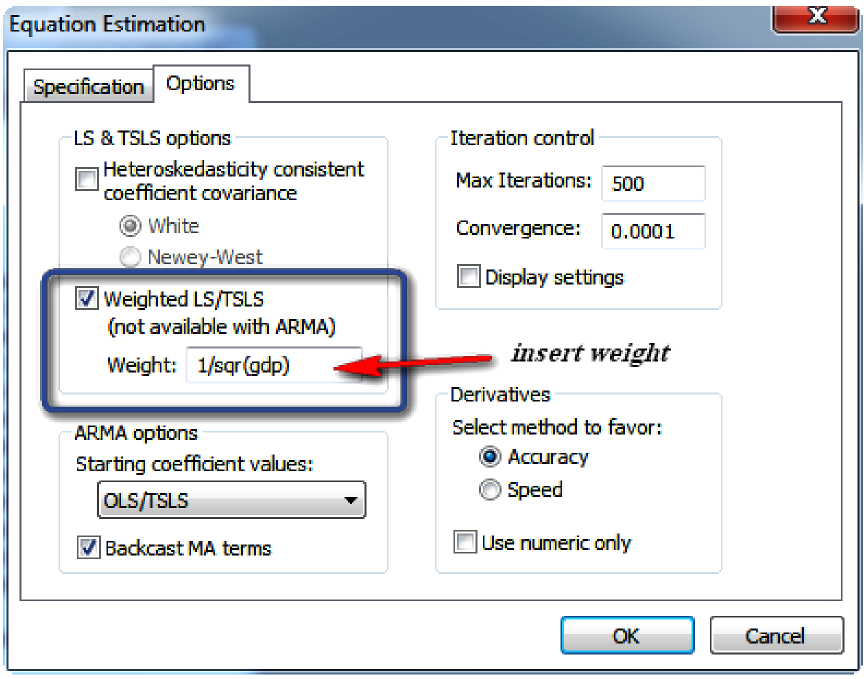
وهما اسلوبان للحصول على مقدرات المربعات الصغرى المرجحة: الطريقة المختصرة والطريقة الطويلة.

٦-٣-١- الطريقة المختصرة

المربعات الصغرى المرجحة هي خيار آخر لتقدير المعادلة **Equation Estimation**، لذلك فإن نقطة البداية هي نفسها كما في الانحراف المعياري لوايت White، وهما:



في هذه الحالة اختر **Weighted LS/TSLS** من **LS&TSLS Options** واكتب في خانة **Weight** العبارة التالية: $1/sqr(GDP)$ حيث أن **sqr** هي دالة الجذر التربيعي في EViews



Dependent Variable: PC
Method: Least Squares
Date: 02/01/10 Time: 18:57
Sample: 1976 2006
Included observations: 31
Weighting series: 1/SQR(GDP) ← *weight*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30.27917	47.49663	0.637501	0.5288
GDP	0.762075	0.016411	46.43730	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.986730	Mean dependent var	2273.463
Adjusted R-squared	0.986273	S.D. dependent var	846.6022
S.E. of regression	190.1448	Akaike info criterion	13.39579
Sum squared resid	1048496.	Schwarz criterion	13.48830
Log likelihood	-205.6347	Hannan-Quinn criter.	13.42595
F-statistic	2156.423	Durbin-Watson stat	0.613988
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

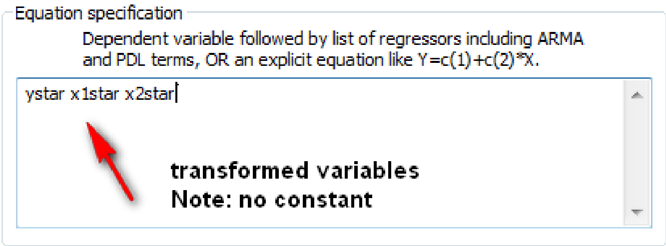
R-squared	0.982647	Mean dependent var	2978.848
Adjusted R-squared	0.982048	S.D. dependent var	2114.701
S.E. of regression	283.3366	Sum squared resid	2328109.
Durbin-Watson stat	0.631998		

٦-٣-٢- الطريقة الطويلة

في هذه الطريقة نحول كل المتغيرات وذلك بقسمتها على $\sqrt{GDP}$ ثم نطبق المربعات الصغرى بدون ترجيح، وتستطيع تحويل المتغيرات بانشاء متغيرات جديدة أو بقسمة كل متغير على $\sqrt{GDP}$ عند توصيف المعادلة، فإذا اخترت انشاء سلاسل جديدة استخدم الأوامر التالية:

```
series wt = 1/ sqr(GDP)
series ystar = pc*wt
series x1star = wt
series x2star = gdp*wt
```

أدخل السلاسل الجديدة إلى صندوق **Equation specification**



انقر OK ستبدو النتائج المقدره هي نفسها في الطريقة المختصرة.

Dependent Variable: YSTAR
Method: Least Squares
Date: 01/30/10 Time: 19:49
Sample (adjusted): 1976 2006
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1STAR	30.27917	47.49663	0.637501	0.5288
X2STAR	0.762075	0.016411	46.43730	0.0000

٦-٤ اختبار جولدفيلد-كوانت Goldfeld- Quandt

لاختبار عدم ثبات التباين نستخدم اختبار جولدفيلد-كوانت واختبار دالة التباين، واحصائية اختبار جولدفيلد-كوانت هي نسبة تباين الخطاء من عينتين فرعيتين من المشاهدات، فإذا كان هذان التقديران هما $\hat{\sigma}_1^2$ و $\hat{\sigma}_2^2$ الناتجان عن انحدار عينة فرعية بدرجات حرية لهما (N_1-K_1) و (N_2-K_2) على التوالي، للفرضية الاساسية $H_0:\sigma_1^2=\sigma_2^2$ فإن:

$$F=\frac{\hat{\sigma}_2^2}{\hat{\sigma}_1^2}\sim F_{(N_2-K_2,\,N_1-K_1)}$$

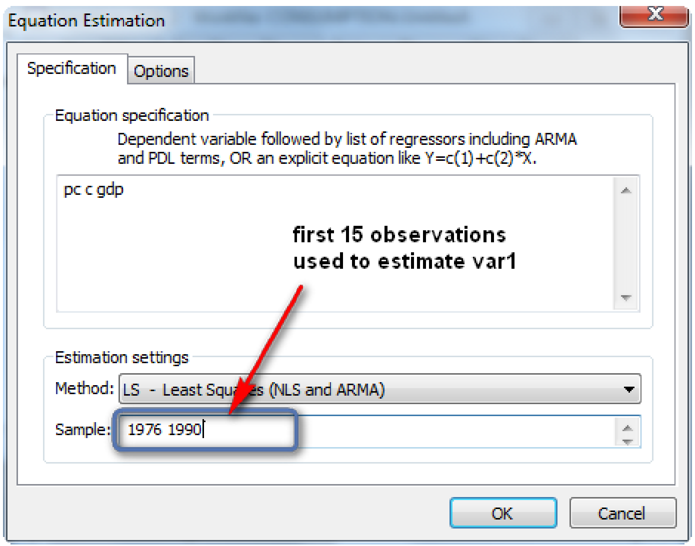
وذلك عندما تكون الفرضية البديلة $H_1:\sigma_1^2\neq\sigma_2^2$ عند مستوى معنوية ٥٪. أما استخدام اختبار بذيلين وقيمة حرجة $F_{(0.975,\,N_2-K_2,\,N_1-K_1)}$ و $F_{(0.025,\,N_2-K_2,\,N_1-K_1)}$ والاختبار بذيل واحد عند مستوى معنوية ٥٪ للفرضية البديلة $H_1:\sigma_2^2>\sigma_1^2$ والقيمة الحرجة $F_{(0.95,\,N_2-K_2,\,N_1-K_1)}$. للفرضية البديلة $H_1:\sigma_2^2<\sigma_1^2$ فإنه يمكن عكس البسط والمقام ودرجات الحرية للاختبار، أو يمكن استخدام القيمة الحرجة $F_{(0.05,\,N_2-K_2,\,N_1-K_1)}$

٧_٤_١ دالة الاستهلاك

بالنسبة لمثال دالة الاستهلاك فإنه لا يوجد لدينا عينتين فرعيتين معرفتين للتباين σ_1^2 و σ_2^2، بالنسبة للتباين المشترك لاثبات فرصة رفض H_0 عندما تكون H_1 صحيحة نأخذ σ_1^2 كتباين لأول ١٥ مشاهدة و σ_2^2 لتباين آخر ١٥ مشاهدة، وحيث ان الفرضية البديلة هي أن σ_i^2 تزداد عندما يزداد الناتج المحلي الاجمالي، و σ_1^2 و σ_2^2 ليستا تباينات فعلية، لكنهما يساعدا في إجراءات الاختبار، ففي مثالنا نرتب المشاهدات حسب قيم الدخل GDP حيث تكون قيم الدخل في النصف الثاني من العينة اكبر من تلك التي في النصف الأول من العينة، لذا فإن $\hat{\sigma}_2^2$ تميل لأن تكون أكبر من $\hat{\sigma}_1^2$ عندما تكون H_1 صحيحة، لكنها متشابهة عندما تكون H_0 صحيحة، أما إذا كانت البيانات غير مرتبة حسب زيادة قيم الدخل GDP نقوم باعادة ترتيبها باستخدام الأمر:

sort GDP

يرتب الأمر جميع السلاسل في الملف حسب GDP. لاستخدام أول ١٥ مشاهدة لتقدير σ_1^2 نقيد العينة **Sample** لتقديرها كما تبدو أدناه:



نحصل على قيمة $\hat{\sigma}_1^2$ من تربيع قيمة S.E. of regression من نتائج التقدير، ونسمية sig1_sq

scalar sig1_sq=@se^2

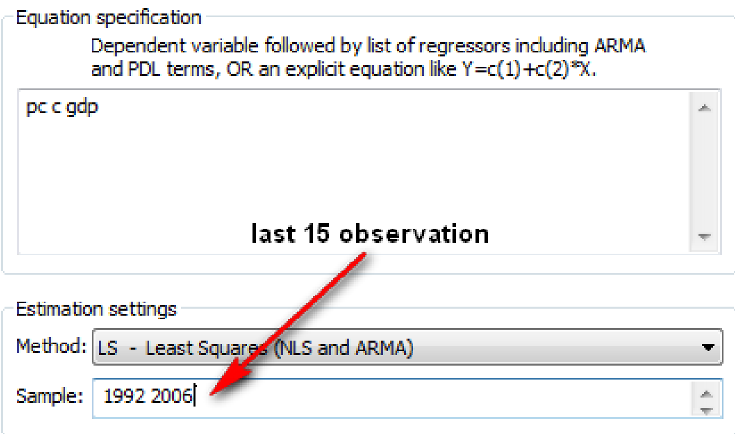
Dependent Variable: PC
Method: Least Squares
Date: 01/30/10 Time: 20:44
Sample: 1976 1990 **أول ١٥ مشاهدة**
Included observations: 15

$$\hat{\sigma}_1^2 = (102.2961)^2 = 10464.49$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	110.6419	70.55184	1.568236	0.1408
GDP	0.726664	0.039207	18.53393	0.0000

R-squared	0.963535	Mean dependent var	1323.153
Adjusted R-squared	0.96073	S.D. dependent var	516.2127
S.E. of regression	102.2961	Akaike info criterion	12.21719
Sum squared resid	136038.3	Schwarz criterion	12.31159
Log likelihood	-89.6289	Hannan-Quinn criter.	12.21618
F-statistic	343.5065	Durbin-Watson stat	0.77362
Prob(F-statistic)	0.000000		

بالمثل نتبع نفس الخطوات السابقة للنصف الثاني من العينة.



Dependent Variable: PC
Method: Least Squares
Date: 01/30/10 Time: 21:12
Sample: 1992 2006 **آخر ١٥ مشاهدة** $\hat{\sigma}_1^2 = (267.2432)^2 = 71418.93$
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-920.928	236.9946	-3.88586	0.0019
GDP	0.915311	0.036984	24.74882	0.0000

R-squared	0.979217	Mean dependent var	4690.3
Adjusted R-squared	0.977618	S.D. dependent var	1786.314
S.E. of regression	267.2432	Akaike info criterion	14.13776
Sum squared resid	928446.2	Schwarz criterion	14.23217
Log likelihood	-104.033	Hannan-Quinn criter.	14.13676
F-statistic	612.5041	Durbin-Watson stat	1.642622
Prob(F-statistic)	0.000000		

scalar sig2_sq = @se^2

وبعد تنفيذ الأمرين السابقين نحصل على متطلبات حساب قيمة F عند مستوى معنوية ٥٪ للمقارنة:

scalar f_val = sig2_sq/sig1_sq
scalar f_crit = @qfdist(0.95, 13, 13)

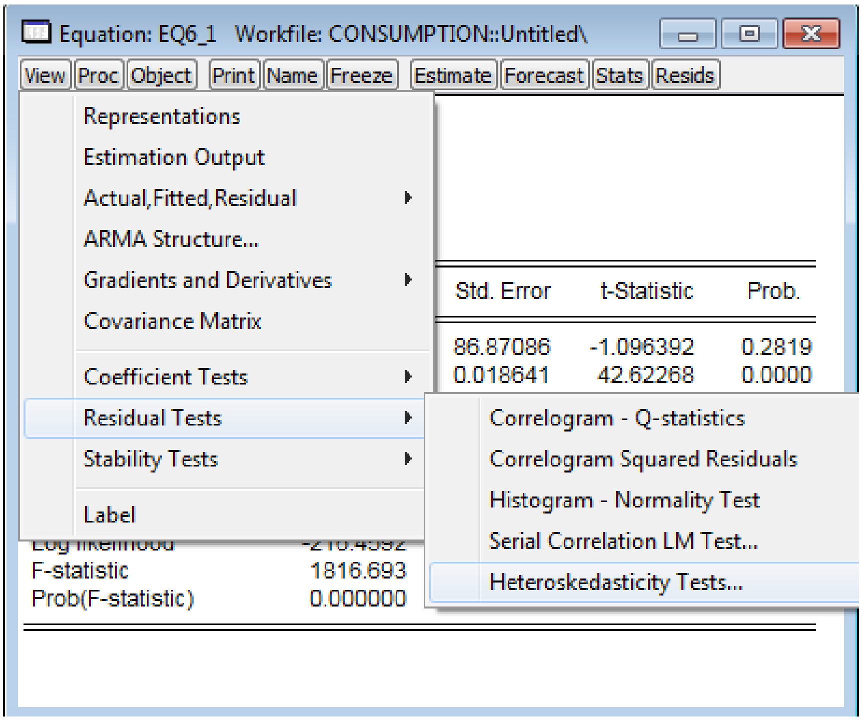
٦-٥-اختبار دالة التباين Variance Function

هناك عدد كبير من الاختبارات البديلة لاختبار عدم ثبات التباين اعتماداً على تقدير دالة التباين:

$$\hat{e}^2 = \alpha_1 + \alpha_2 z_2 + \alpha_3 z_3 + ... + \alpha_S z_S + \nu$$

حيث أن $\hat{e}^2$ هي مربع بواقي المربعات الصغرى و z_2، z_3، ... ، z_S هي مقدرات معادلة التباين، ويوجد في EViews قدرة لحساب قيم احصائية الاختبار:

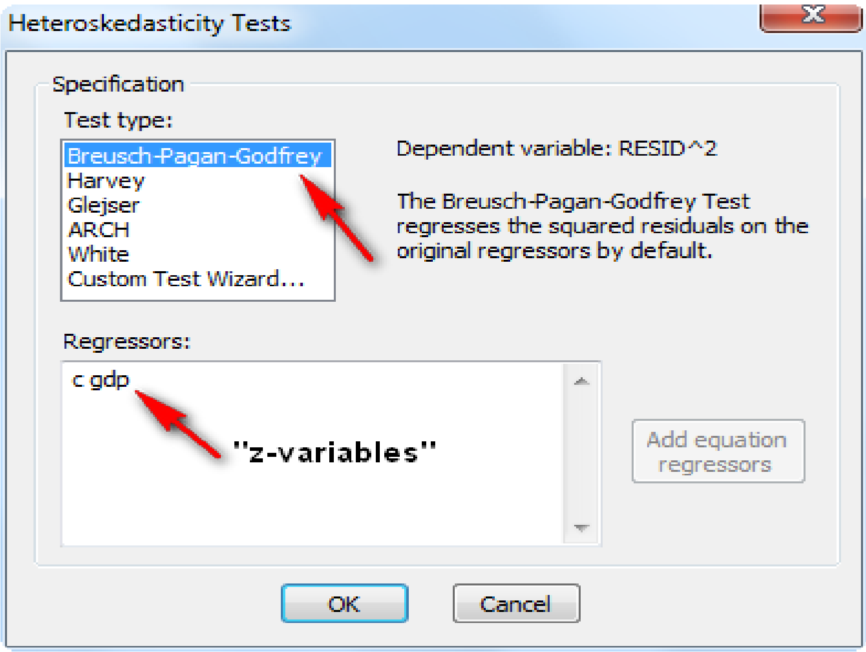
افتح تقدير المربعات الصغرى للمعادلة واختر **View/Residual Test/ Heteroshedasticity Tests**



ستأخذ بعين الاعتبار اختبارين هما: اختبار Breusch-Pagan واختبار White.

٦-٥-١-اختبار Breusch-Pagan

يمكن اختيار اختبار Breusch-Pagan من اختبار **Heteroshedasticity Tests**، ولديك خيار لاختيار "z-variable" فإذا لم تختبر أي شيء فإن EViews سيدخل تلقائياً هذه المتغيرات في متوسط معادلة الانحدار وادخال GDP و GDP^2 يؤدي إلى اختبار White في الفقرة اللاحقة.



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	5.906672	Prob. F(1,29)	0.0215
Obs*R-squared	5.245611	Prob. Chi-Square(1)	0.0220
Scaled explained SS	7.945678	Prob. Chi-Square(1)	0.0048

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/30/10 Time: 22:01
Sample: 1976 2006
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9517.149	38416.09	-0.247739	0.8061
GDP	20.03425	8.243312	2.430365	0.0215

R-squared	0.169213	Mean dependent var	67998.03
Adjusted R-squared	0.140565	S.D. dependent var	128606.4
S.E. of regression	119225.5	Akaike info criterion	26.27776
Sum squared resid	4.12E+11	Schwarz criterion	26.37028
Log likelihood	-405.3053	Hannan-Quinn criter.	26.30792
F-statistic	5.906672	Durbin-Watson stat	2.124651
Prob(F-statistic)	0.021502		

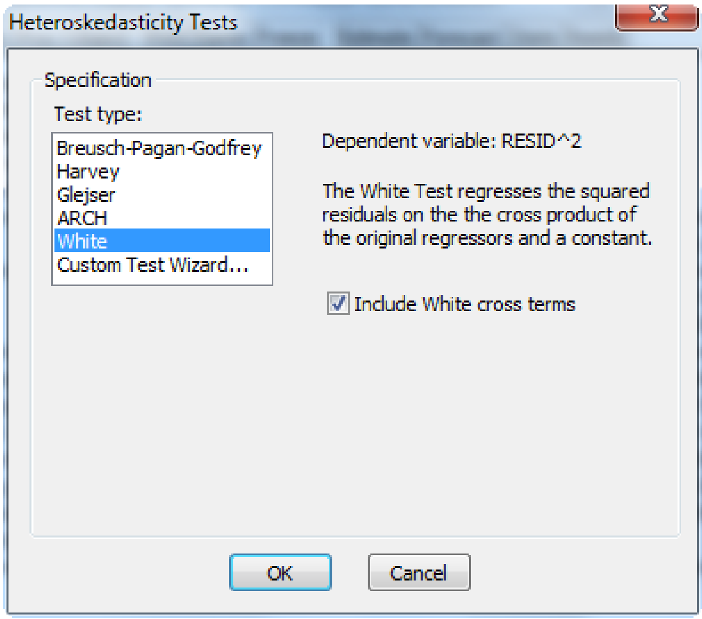
قيمة احصائية كاي تربيع هي $\chi^2 = N \times R^2 = 31 \times 0.169213 = 5.2456$ وقيمة p هي 0.0220 تؤدي إلى رفض H_0 عند مستوى معنوية ٥٪، وكذلك يم تقدير احصائية الاختبارين الآخرين كما يلي:

$$F = \frac{(SST - SSE)/(S - 1)}{SSE/(N - S)}$$

$$\chi^2 = \frac{SST - SSE}{2\hat{\sigma}_e^2}$$

٦-٥-٢ اختبار White

اختبار White هو اختبار Breusch-Pagan مع z-variables مختارة مثل x-variables ومربعاتها وكذلك ناتج تقاطعهما إن وجد، في مثالنا هناك فقط متغير واحد x-variables اسمه $x = GDP$ وبالتالي فإن z-variables هما GDP و GDP^2 وفي هذه الحالة لا يوجد تقاطع بينهما، إلا أنه في مثل هذه الحالة أو عدمها قم بالتأشير على Include White cross terms



بعد اختيار White أنقر OK ستظهر النتائج، وبذلك فإن قيمة احصائية كاي تربيع هي $\chi^2 = N \times R^2 = 31 \times 0.169280 = 5.24768$ وبالمثل قيمة P هي 0.0725 وهذا يؤدي إلى قبول H_0 عند مستوى معنوية ٥٪، أو رفضها عند مستوى معنوية ١٠٪.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.852841	Prob. F(2,28)	0.0745
Obs*R-squared	5.247666	Prob. Chi-Square(2)	0.0725
Scaled explained SS	7.948790	Prob. Chi-Square(2)	0.0188

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/30/10 Time: 22:29
Sample: 1976 2006
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-11738.37	61131.10	-0.192020	0.8491
GDP	21.40763	30.24432	0.707823	0.4849
GDP^2	-0.000142	0.003013	-0.047264	0.9626

R-squared	0.169280	Mean dependent var	67998.03
Adjusted R-squared	0.109942	S.D. dependent var	128606.4
S.E. of regression	121331.0	Akaike info criterion	26.34220
Sum squared resid	4.12E+11	Schwarz criterion	26.48097
Log likelihood	-405.3041	Hannan-Quinn criter.	26.38743
F-statistic	2.852841	Durbin-Watson stat	2.120514
Prob(F-statistic)	0.074536		

الفصل السادس

النماذج الحركية والارتباط الذاتي

٧-١ بواقي المربعات الصغرى

إذا أردنا بيان أثر عرض النقد M_1 على مستوى الأسعار CPI في الأردن سوف نستخدم المعادلة التالية:

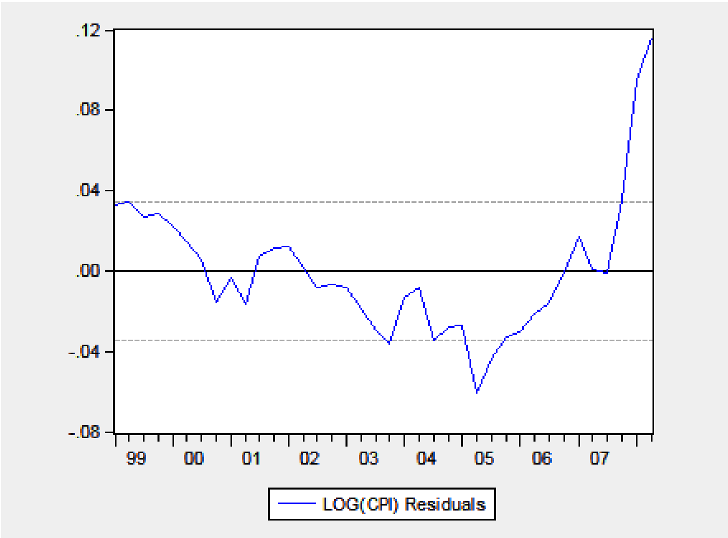
$$ln(CPI_t) = \beta_1 + \beta_2 ln(M1_t) + e_t$$

واستخدمنا t في هذا المثال للإشارة إلى مشاهدات السلاسل الزمنية، وبعد تقدير هذه المعادلة سينصب اهتمامنا على اختبار بواقيها residuals الناتجة من تقديرها، ونستخدم الأمر **series ehat = resid** لتخزين البواقي في **ehat**، ولعرضها انقر نقرتين على **ehat** واختر **View/spreadsheet** فتظهر القيم كما يلي:

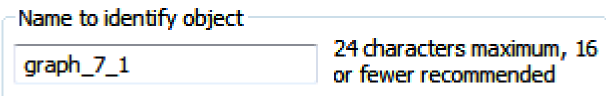
	EHAT
1999Q1	0.032576
1999Q2	0.034500
1999Q3	0.027181
1999Q4	0.028333
2000Q1	0.021671
2000Q2	0.014526
2000Q3	0.005574
2000Q4	-0.015303
2001Q1	-0.003306
2001Q2	-0.016803
2001Q3	0.007448
2001Q4	0.011393

2005Q2	-0.060782
2005Q3	-0.043561
2005Q4	-0.033144
2006Q1	-0.030097
2006Q2	-0.021726
2006Q3	-0.015413
2006Q4	-0.001056
2007Q1	0.016921
2007Q2	0.000991
2007Q3	-0.000515
2007Q4	0.035267
2008Q1	0.095192

ونرسم البواقي خلال الزمن، ويظهر أن البواقي الموجبة تميل إلى إتباع البواقي الموجبة وتميل البواقي السالبة إلى إتباع البواقي السالبة، وتشير الإشارة (–) إلى ارتباط ذاتي موجب، وللحصول على الرسم نجري التالي: **View/Actual, Fitted, Residual/ Residual Graph** سيظهر الشكل:



ولتخزين هذا الشكل انقر على Freeze ثم Name وادخل الاسم المناسب:



وتستطيع الحصول على نفس الرسم بفتح السلسلة ehat واختر **View/Graph/Basic Graph/Line & Symbol** ثم أنقر OK.

٧-١-١- الارتباط بين $\hat{e}_t$ و $\hat{e}_{t-1}$

إن الارتباط بين بواقي المربعات الصغرى $\hat{e}_t$ وقيم إبطائها (Lagged) $\hat{e}_{t-1}$ مهم لتقييم أخطاء المعادلة وبيان هل هي مرتبطة ذاتياً أم لا؟ ولحساب هذه القيم نبدأ بإنشاء المتغير $\hat{e}_{t-1}$ ونسميه ehat_1 باستخدام الأمر:

series ehat_1 = ehat(-1)

وهذا يؤخر المشاهدات فترة واحدة للخلف، ولحساب الارتباط من الدرجة الأولى نقدر المعادلة التالية:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_{t-1}^2}$$

يمكن حساب البسط numerator والمقام denominator باستخدام الأوامر التالية:

series ee1 = ehat*ehat_1

scalar sum_ee1 = @sum(ee1) $\left(= \sum_{t=2}^{T} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1} \right)$

series e1e1 = ehat_1*ehat_1

scalar sum_e1e1 = @sum(e1e1) $\left(= \sum_{t=2}^{T} \hat{e}_{t-1}^2 \right)$

قمنا بإنشاء سلسلتين جديدتين هما $\hat{e}_t \hat{e}_{t-1}$ و $\hat{e}_{t-1}^2$ وأوجدنا مجموع كل منهما، مع أن المشاهدة الأولى لكليهما غير متوفرة **NA**، والحصول على مجموعهما $\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1} = 0.03064$ و $\sum_{t=2}^{T} \hat{e}_{t-1}^2 = 0.02997$ يؤدي إلى القيمة r_1:

$$r_1 = \frac{0.030}{0.030} = 1.0$$

أو نستخدم الأمر التالي:

scalar r1 = @cor(ehat, ehat_1)

وقد تختلف القيمة عن قيمة المعادلة أعلاه، والسبب في ذلك حذف المشاهدات الأولى أو المشاهدات الأخيرة وبذلك يكون المتوسط الحسابي لعينة $\hat{e}_t$ لا يساوي صفر وهي العينة التي تستخدمها الدالة **@cor**:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=2}^{T}(\hat{e}_t - \bar{\hat{e}}_{-1})(\hat{e}_{t-1} - \bar{\hat{e}}_{-T})}{\sum_{t=2}^{T}(\hat{e}_{t-1} - \bar{\hat{e}}_{-T})^2}$$

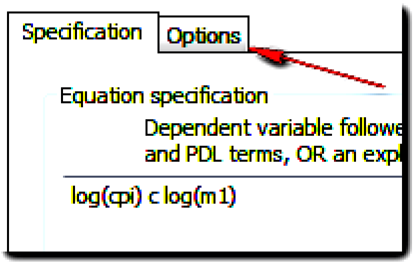
حيث أن $\bar{\hat{e}}_{-1}$ الوسط الحسابي لـ $\hat{e}_{-1}$ الذي يستثني المشاهدة الأولى وكذلك $\hat{e}_{-T}$

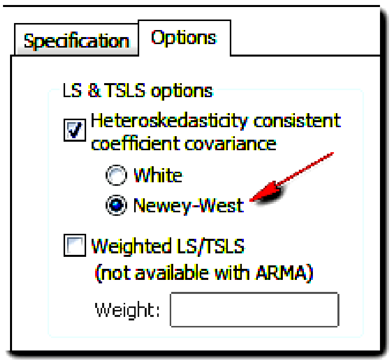
ولحساب r_1 نتبع ما يلي:

```
series ee = ehat*ehat
scalar sum_ee = @sum(ee)
scalar r1_c = sum_ee1/sum_ee
```

٧-٦-الأخطاء المعيارية NEWEY-WEST

عندما اختبرنا Heteroskedasticity استخدمنا اختبار White، بالإضافة لذلك فإن هذا الاختبار يتضمن خياراً لاختبار الارتباط الذاتي لنموذج الانحدار، وفي هذه الحالة يسمى الخطأ المعياري Newey-West أو الخطأ المعياري HAC، ولحساب الخطأ المعياري Newey-west لمثال التضخم، اختر **Options** من نافذة **Estimation Equation** ثم اختر **Options LS&TSLS**، ثم اختر **heteroskedasticity-consistent coefficient covariance** واختر **Newey-West**





ستصحح نتائج المربعات الصغرى الخطأ المعياري:

- نتائج المربعات الصغرى قبل التصحيح:

Dependent Variable: LOG(CPI)
Method: Least Squares
Date: 02/06/10 Time: 08:37
Sample: 1999Q1 2008Q2
Included observations: 38

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.735015	0.120834	22.63443	0.0000
LOG(M1)	0.246650	0.015161	16.26917	0.0000

- بعد التصحيح:

Dependent Variable: LOG(CPI)
Method: Least Squares
Date: 02/08/10 Time: 20:21
Sample: 1999Q1 2008Q2
Included observations: 38
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.735015	0.237617	11.51020	0.0000
LOG(M1)	0.246650	0.030523	8.080650	0.0000

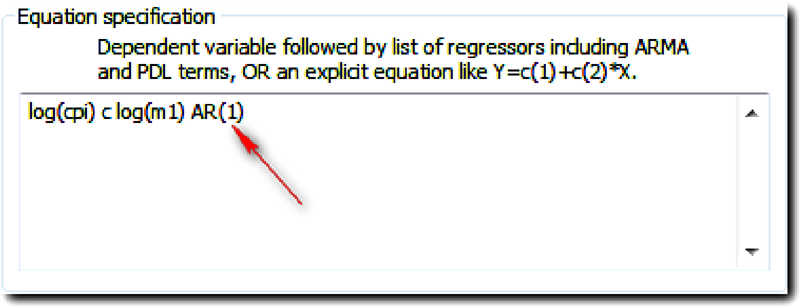
٧-٣- تقدير نموذج الانحدار الذاتي AR(1) للخطأ

نستمر مع مثال التضخم على فرض أن الأخطاء (البواقي) تتبع نموذج AR(1)، وحسب النموذج التالي:

$$\ln(CPI_t) = \beta_1 + \beta_2 \ln(M1_t) + e_t\,, \qquad e_t = \rho e_{t-1} + \upsilon_t$$

المعلمات الأساسية المراد تقديرها هي: β_1 و β_2 و ρ وتباين الخطأ σ_v^2 و σ_e^2، ونصف الإجراءات التي تؤدي إلى تقدير التباين σ_v^2، وتحتاج إلى تقدير ρ و σ_v^2 ونستطيع تقدير σ_e^2 من العلاقة $\sigma_e^2 = \sigma_v^2/(1-\rho^2)$.

لتقدير نموذج AR(1) للخطأ اختر **Object/New Object/Equation** وانقر OK، سيظهر مستطيل **Equation Estimation** وادخال أسماء السلاسل المراد تضمينها في المعادلة ثم أضف AR(1) إلى المعادلة لتخبر EViews أن الأخطاء تتبع نموذج AR(1)



عليك ملاحظة ما يلي:

١- تقدير $\hat{\rho} = 1.102648$ يظهر بجانب اسم AR(1)

٢- الخطأ المعياري للانحدار S.E. of regression هو تقدير للخطأ المعياري

$$\hat{\sigma}_v = 0.012189$$

Dependent Variable: LOG(CPI)
Method: Least Squares
Date: 02/06/10 Time: 09:05
Sample (adjusted): 1999Q2 2008Q2 **الإبطاء أدى إلى فقدان مشاهدة واحدة**
Included observations: 37 after adjustments **تكرارات تقدير المقدر غير الخطي**
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.558856	0.351815	12.95809	0.0000
LOG(M1)	0.004146	0.04824	0.085946	0.9320
AR(1) $(\hat{\rho})$	1.102648	0.029236	37.71503	0.0000

R-squared	0.985606	Mean dependent var	4.701671
Adjusted R-squared	0.984759	S.D. dependent var	0.098737
S.E. of regression $(\hat{\sigma}_v)$	0.012189	Akaike info criterion	-5.89888
Sum squared resid	0.005052	Schwarz criterion	-5.76827
Log likelihood	112.1293	Hannan-Quinn criter.	-5.85283
F-statistic	1164.028	Durbin-Watson stat	1.794578
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	1.10
	Estimated AR process is nonstationary

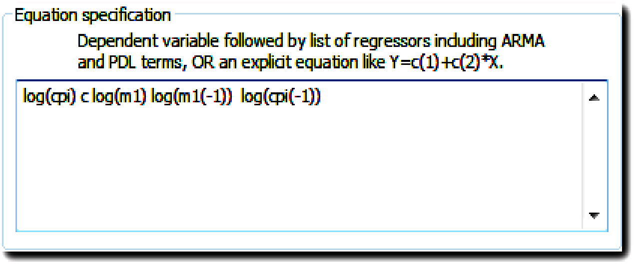
٣- المتغيرات المبطأة في المعادلة تؤدي إلى خسارة مشاهدة واحدة، ويغير EViews العينة **Sample** تلقائياً من 1999Q1 2008Q2 إلى Sample (adjusted): 1999Q2 2008Q2 ويتضمن التقدير ٣٧ مشاهدة.

٤- لاحظ أن التقارب يحصل بعد ٧ محاولات Convergence achieved after 7 iterations لأن طبيعة تقدير المربعات الصغرى غير خطية، وهذا التقدير ليس صيغة لحساب أرقام مطلوبة؛ إنما هو إجراء محاولات منتظمة تختلف فيها قيم المعلمات إلى أن نصل إلى أدنى مجموع لمربع البواقي، وتشير المحاولات السبع إلى ٧ مجموعات مختلفة من المعلمات تمت قبل الوصول إلى أدنى قيمة، فإذا فشلت في الوصول إلى الأدنى ستظهر ملاحظة تقول بأن التقارب لا يتحقق Convergence not achieved

٧-٣-١- تعميم النموذج

يستخدم EViews CPI(-1) و M1(-1) للإشارة إلى CPI_{t-1} و $M1_{t-1}$ على التوالي، ماذا سيحدث إذا حاولنا تقدير المعادلة باستخدام:

log(CPI) C log(M1) log(M1(-1)) log(CPI(-1))



في هذا النموذج نقدر النموذج:

$$\ln(CPI_t)=\delta+\delta_0\ln(M1_t)+\delta_1\ln(M1_{t-1})+\theta_1\ln(CPI_{t-1})+\upsilon_t$$

المتغيرات في هذا النموذج هي كما في نموذج AR(-1) للأخطاء، لكنه يتضمن ٤ معلمات تشير إلى c و $\log(M1)$ و $\log(CPI(-1))$ و $\log(M1(-1))$، هذا النموذج الأكثر تعميماً يعرف بنموذج ARDL(1,1) الذي يخفض إلى نموذج AR(1) للأخطاء عندما

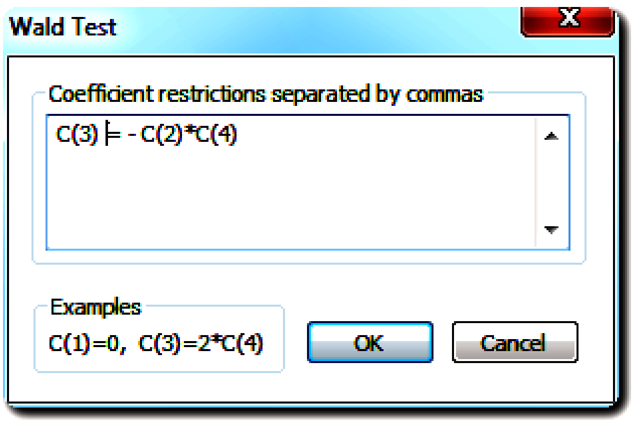
$\delta_1 = -\theta\delta_0$، ونموذج ARDL سيتم شرحه لاحقاً في هذا الفصل، وتظهر النتائج كما يلي:

Dependent Variable: LOG(CPI)
Method: Least Squares
Date: 02/06/10 Time: 11:17
Sample (adjusted): 1999Q2 2008Q2
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.582950	0.215846	-2.700768	0.0108
LOG(M1)	-0.009849	0.053403	-0.184438	0.8548
LOG(M1(-1))	-0.001516	0.053952	-0.028100	0.9778
LOG(CPI(-1))	1.145783	0.073898	15.50488	0.0000

٧-٣-٢ اختبار نموذج AR(1) للأخطاء المقيد

يمكن اختبار القيد $\delta_1 = -\theta\delta_0$ باستخدام اختبار Wald للفرضية $H_0: \delta_1 = -\theta\delta_0$ و $H_1: \delta_1 \neq -\theta\delta_0$ وهو يختلف عن اختبار Wald كما مر في الفصول السابقة؛ لأن الفرضية الحالية هي دالة غير خطية للمعلمات، إلا أننا نستخدم نفس الإجراءات، وبعد تقدير المعادلة اختر **View/Coefficient Test/Wald Coefficient Restriction**، وعلى اعتبار أن $C(2) = \delta_0$ و $C(3) = \delta_1$ و $C(4) = \theta$ تكون الفرضية الأساسية المدخلة إلى اختبار **Wald Test** كما يلي:



أنقر OK نحصل على النتيجة التالية:

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.366691	(1, 33)	0.5490
Chi-square	0.366691	1	0.5448

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3) + C(2)*C(4)	-0.012801	0.021140

Delta method computed using analytic derivatives.

لأن الفرضية غير خطية فإن صيغة إحصائية F و χ^2 مختلفة، وهذه الصيغة هي مثل delta method التي تستخدم لحساب $se(\hat{\delta}_1 + \hat{\theta}_1\hat{\delta}_0) = 0.021140$ وبما أن $p - value = 0.54 > 0.05$ لا نستطيع رفض القيد المطبق في نموذج AR(1) للأخطاء. في هذه الحالة فإن **Normalized restriction** هي

$\hat{\delta}_1 + \hat{\theta}_1\hat{\delta}_0$ = -0.012801

٧-٤ اختبار الارتباط الذاتي Autocorrelation

٧-٤-أ Residual correlogram

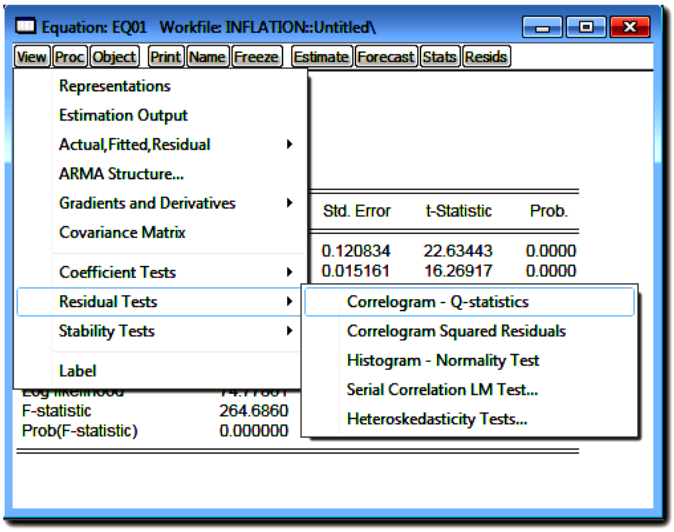
يحدث الارتباط الذاتي عندما ترتبط أخطاء المعادلة e_t مع أي قيم سابقة e_{t-1} أو e_{t-2} أو … ، أحدى طرق التحري عن إمكانية وجود أي ارتباط حاصل لبواقي المربعات الصغرى e_t واختبار وجود ارتباطات معنوية بين $\hat{e}_t$ و $\hat{e}_{t-1}$ و $\hat{e}_{t-2}$ و … تختلف عن الصفر، ويسمى تسلسل أو تتابع هذه الارتباطات $r_1, r_2, \ldots$ residual correlogram، على اعتبار الارتباط بإبطاء k $(lag\, k)$ فإن EViews يستخدم لحساب r_k (الارتباط بين $\hat{e}_t$ و $\hat{e}_{t-k}$) الصيغة التالية:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{T} \hat{e}_t \hat{e}_{t-k}}{\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_t^2}$$

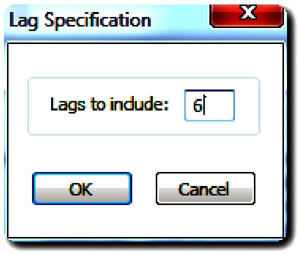
وصيغة أخرى تهمل آخر k في الجمع في المقام وتصبح $\sum_{t=1}^{T-k}\hat{e}_t^2 = \sum_{t=k+1}^{T}\hat{e}_{t-k}^2$ والخيار الثالث في EViews هو الدالة $@cor(\hat{e}_t,\hat{e}_{t-1})$ التي تحسب وسط-مصحح للصيغة:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{T}\left(\hat{e}_t - \bar{e}_{[last\ T-k]}\right)\left(\hat{e}_{t-k} - \bar{e}_{[first\ T-k]}\right)}{\sum_{t=k+1}^{T}\left(\hat{e}_{t-k} - \bar{e}_{[first\ T-k]}\right)^2}$$

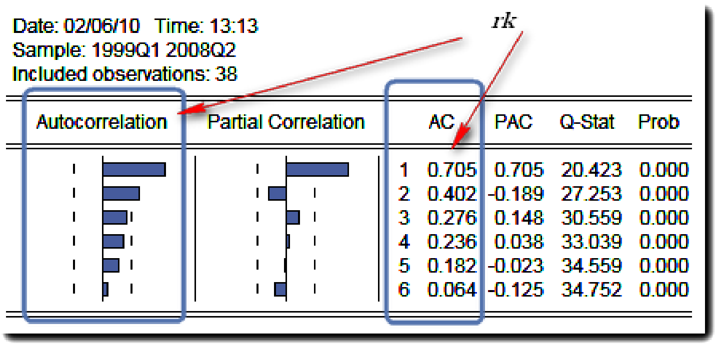
حيث أن $\bar{e}_{[last\ T-k]}$ وسط عينة $\hat{e}_t$ للمشاهدة الأخيرة $T-k$ و $\bar{e}_{[first\ T-k]}$ وسط عينة $\hat{e}_t$ لأول مشاهدة $T-k$، لذا فإن EViews يزودنا بتقرير عن residual correlogram ويبين كيف نحصل عليه. نعود إلى معادلة المربعات الصغرى ونختار **View/Residual Tests/Correlogram–Q Statistics**



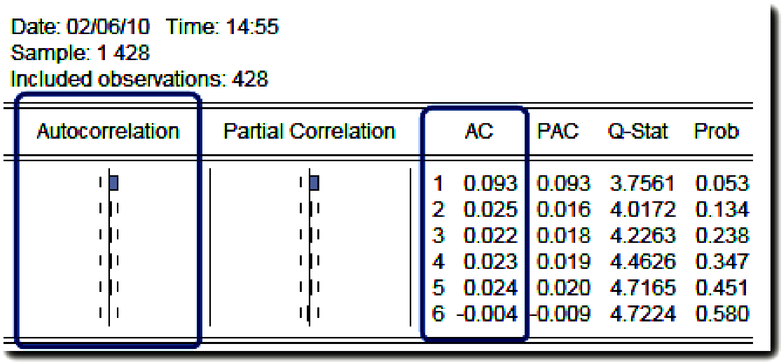
ستظهر شاشة Lag specification، ونحدد عدد فترات الإبطاء في خانة Lags to include وهي عدد الارتباطات $r_1, r_2, \ldots, r_k$ التي ترغب أن يحسبها EViews ونختار ٦ وهو اكبر رقم يمكن اختياره عندما يكون حجم العينة كبيراً.



تعرض معلومات r_k بطريقتين: القيم العددية التي تظهر في عمود AC، وشكل الأعمدة يعكس أهمية كل عمود وإشارة كل ارتباط r_k التي يوضحها عمود **Autocorrelation**، والأعمدة الطويلة كثيراً تخفي أحد الخطوط المنقطة مشيراً إلى وجود ارتباط ذاتي وتختلف دلالته عن الصفر عند مستوى معنوية ٥٪؛ أي أن ما بين الخطين المنقطين يدل على عدم وجود ارتباط ذاتي.



ارتباط البواقي للإبطاء من ١ إلى ٦ تختلف كثيراً عن الصفر مشيرة إلى وجود ارتباط ذاتي واضح الدلالة عند مستوى معنوية ٥٪.



وفي هذا المثال ارتباطات البواقي للإبطاء من ١ إلى ٦ لا تختلف عن الصفر أي لا يوجد ارتباط ذاتي واضح الدلالة عند مستوى معنوية ٥٪.

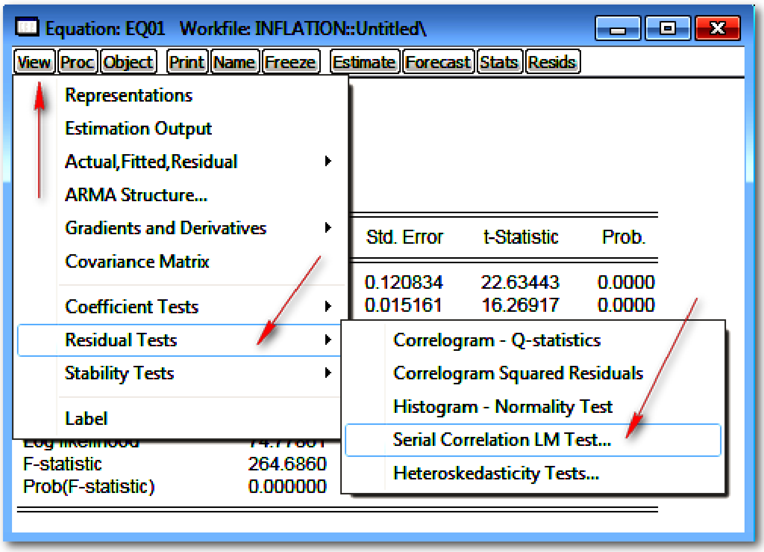
٧-٤-٢- اختبار (LM) Lagrange multiplier

اختبار *Lagrange multiplier* لـ AR(1) للأخطاء هو اختبار لدلالة $\hat{\rho}$، وهو تقدير المربعات الصغرى لأي من المعادلتين:

$$ln(CPI_t) = \beta_1 + \beta_2 ln(M1_t) + \rho\hat{e}_{t-1} + v_t$$

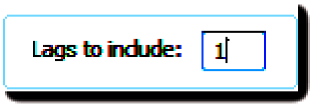
$$\hat{e}_t = \gamma_1 + \gamma_2 ln(M1_t) + \rho\hat{e}_{t-1} + v_t$$

في كلا الحالتين فإن $\hat{e}_t$ هي بواقي المربعات الصغرى، وسنركز على المعادلة الثانية، وفي كل من المعادلتين فإن نتائج اختبار F و t الناتجة متماثلة لدلالة $\hat{\rho}$، والمعادلة الثانية فيها ميزة إنتاج قيمة الاختبار $LM = T \times R^2$، وللحصول على تلك القيم أعد فتح معادلة المربعات الصغرى المقدرة واختر **View/Residual Test/Serial Correlation LM Test**



سيتم سؤالك عن عدد الابطاءات المراد إدخالها، وفي هذه الحالة نحدد العدد ١ فقط، وينصب اهتمامنا على اختبار AR(1) للأخطاء ولدينا إبطاء واحد للبواقي

$\hat{e}_t$ على الجانب الأيمن للمعادلة، إن correlogram يستخدم للأخذ بعين الاعتبار الخصائص العامة للارتباط الذاتي للبواقي.



تظهر النتائج التالية:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	107.9563	Prob. F(1,35)	0.0000
Obs*R-squared	28.69646	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/06/10 Time: 15:37
Sample: 1999Q1 2008Q2
Included observations: 38
Presample missing value lagged residuals set to zero.

107.9563=(10.39020)^2

*28.69646=38 * 0.755170*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.114854	0.061637	-1.863412	0.0708
LOG(M1)	0.014837	0.007741	1.916751	0.0635
RESID(-1)	1.071043	0.103082	10.39020	0.0000

R-squared	0.755170	Mean dependent var	-2.10E-16

قيم الاختبارين وقيم p-value لها معطاة في أعلى النتائج: قيمة $F = 107.9563$ وهو اختبار لدلالة $\hat{\rho}$، ويظهر معامل البواقي RESID(-1) في منتصف أسفل النتائج، لأن $F = 107.9563 = t^2 = 10.39020^2$، وهذا الاختبار يمكن أن يمثل اختبار t و F و p-value لها 0.0000 هي نفسها في كلا الحالتين، الاختبار الآخر هو اختبار χ^2 بقيمة اختبار معطاة $LM = T \times R^2 = 38 \times 0.755170 = 28.69646$ و p-value=0.0000، في كل من الحالتين فإن الفرضية الأساسية $H_0 = \rho = 0$ ترفض عند مستوى معنوية ٥٪.

٧-٤-٣- اختبار Durbin-Watson

تزودنا نتائج المربعات الصغرى بقيمة دوربن–واتسون بشكل تلقائي، إن اختبار دوربن–واتسون هو اختبار لنموذج AR(1) للأخطاء، وحساب قيمتها الحرجة أو قيمة p-value ليس سهلاً

وشعبيته كاختبار تتناقص، ولا يوجد في EViews أمر لحساب قيمة إحصائية اختبار دوربن–واتسون وللقيمة الحرجة أو p-value، كدليل لروه $rough(\rho)$ فإن قيمة إحصائية داربن–واتسون إذا كانت ١,٣ أو أقل توضح وجود ارتباط ذاتي، وكانت القيمة من تقدير المربعات الصغرى لمعادلة التضخم هي 0.255092

Log likelihood	74.77861	Hannan-Quinn criter.	-3.799788
F-statistic	264.6860	Durbin-Watson stat	0.255092
Prob(F-statistic)	0.000000		

٧-٥- نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive

لا تقدر نماذج الانحدار الذاتي لأخطاء أي معادلة فقط؛ إنما يتم تقديرها كذلك لمشاهدات متغيرات تتضمن أكثر من إبطاء يزيد عن ١، فقد نأخذ بعين الاعتبار نموذج AR(3) لمعدل التضخم التالي:

$$infln_t = \delta + \theta_1 infln_{t-1} + \theta_2 infln_{t-2} + \theta_3 infln_{t-3} + v_t$$

دعنا نختبر بعض الخصائص الخاصة لمشاهدات CPI و inf في ملف inflation.wf1

٧-٥-١- تقدير نماذج الانحدار الذاتي AR

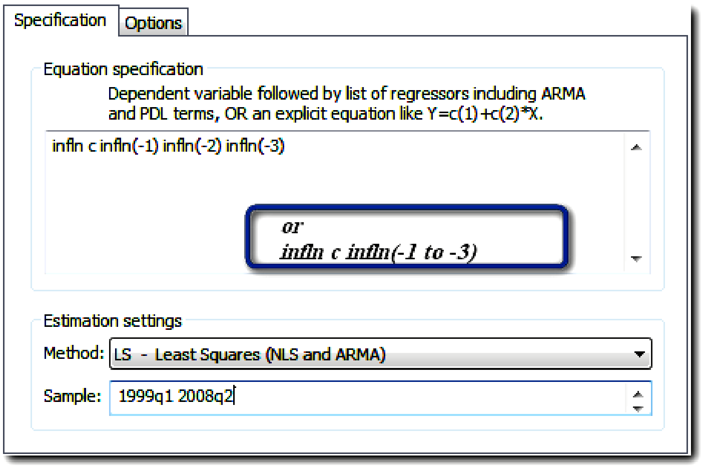
يحتوى ملف inflation.wf1 متغير CPI ويتضمن ٣٨ مشاهدة، ولإنشاء سلسلة *infln* نستخدم الأمر التالي:

```
series infln = (log(CPI) – log(CPI(-1)))*100
```

لأننا نحتاج CPI(-1) لحساب infln فإن السطر الأول في الربع الأول من عام ١٩٩٩ لا يتوفر فيه أي مشاهدة ويسجله EViews على أنه NA، وهذا يبقي

٣٧ مشاهدة لتقدير النموذج، ولتقدير النموذج السابق AR(3) نحتاج القيم $infln_{t-1}$ و $infln_{t-2}$ و $infln_{t-3}$ في عملية التقدير وهذا يخفض حجم العينة في التقدير بثلاث مشاهدات إضافية لتصل العينة إلى ٣٤ مشاهدة.

يمكن تقدير نموذج AR باستخدام المربعات الصغرى من خلال نافذة **Equation Estimation**، لكن كيف نستطيع تحديد إبطاء المتغيرات $\mathbf{infln_{t-1}}$ و $\mathbf{infln_{t-2}}$ و $\mathbf{infln_{t-3}}$ كمتغيرات تفسيرية؟ سوف نستخدم الملاحظات التالية: **infln(-1)** و **infln(-2)** و **infln(-3)** وهذه طريقة مختصرة لكتابة هذه المتغيرات الثلاث، أما إذا كان عدد المتغيرات كبيراً فإنه يفضل استخدام الأمر التالي: **infln(-1 to -3)**

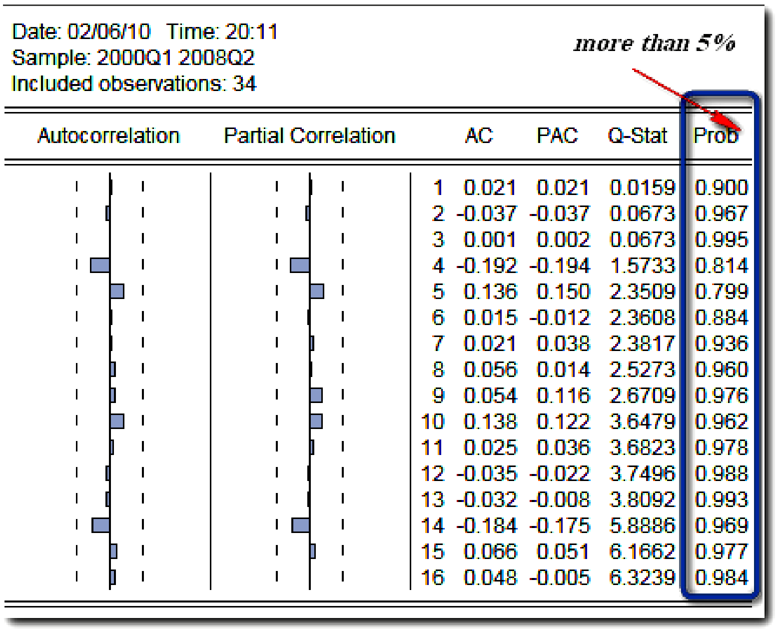


ستظهر النتيجة كما يلي:

Dependent Variable: INFLN
Method: Least Squares
Date: 02/06/10 Time: 19:56
Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q2
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.490044	0.387947	1.263173	0.2163
INFLN(-1)	0.472852	0.181520	2.604958	0.0142
INFLN(-2)	0.065320	0.259872	0.251353	0.8033
INFLN(-3)	0.092489	0.274626	0.336780	0.7386

بواقي تقدير نموذج AR يجب أن لا تحمل أي ارتباط ذاتي، هذه الحقيقة يمكن فحصها باختبار correlogram البواقي، بعد فتح المعادلة اختر **View/Residual Tests/Correlogram–Q Statistics** سيسألك EViews عن عدد الابطاءات المراد تضمينها، أكتب الرقم ١٦ سيظهر تصوير الارتباط correlogram حيث يكون إبطاء على المحور الصادي والارتباطات على المحور السيني، وبذلك نرى أن الارتباطات جميعها صغيرة جداً وغير ذات دلالة.



Date: 02/06/10 Time: 20:11
Sample: 2000Q1 2008Q2
Included observations: 34

more than 5%

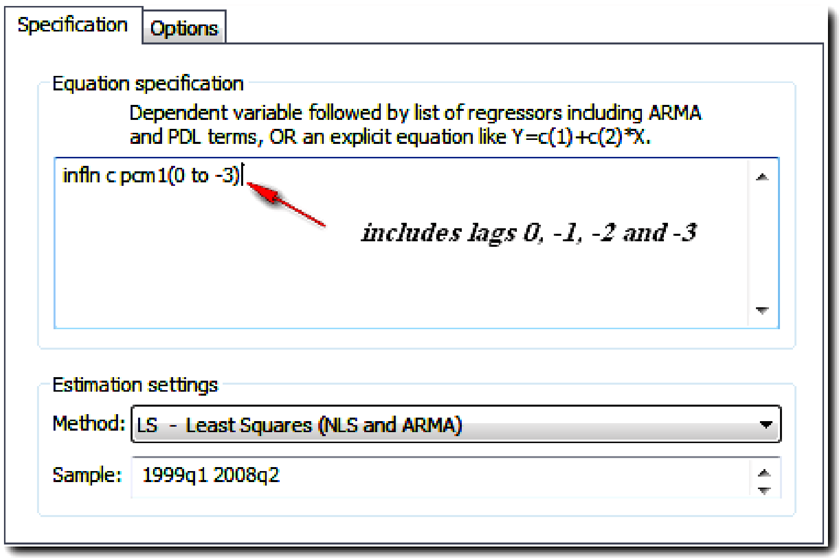
	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.021	0.021	0.0159	0.900
2	-0.037	-0.037	0.0673	0.967
3	0.001	0.002	0.0673	0.995
4	-0.192	-0.194	1.5733	0.814
5	0.136	0.150	2.3509	0.799
6	0.015	-0.012	2.3608	0.884
7	0.021	0.038	2.3817	0.936
8	0.056	0.014	2.5273	0.960
9	0.054	0.116	2.6709	0.976
10	0.138	0.122	3.6479	0.962
11	0.025	0.036	3.6823	0.978
12	-0.035	-0.022	3.7496	0.988
13	-0.032	-0.008	3.8092	0.993
14	-0.184	-0.175	5.8886	0.969
15	0.066	0.051	6.1662	0.977
16	0.048	-0.005	6.3239	0.984

٧ـ٥ـ٢ـ الإبطاء الموزع المحدود Finite Distribution Lags

باستخدام بيانات ملف inflation نقدر نموذج الإبطاء الموزع المحدود المتعلق بمعدل التضخم والتغيرات السابقة في معدلات عرض النقد التالي:

$$infln_t = \alpha + \beta_0\, PCM1_t + \beta_1\, PCM1_{t-1} + \beta_2\, PCM1_{t-2} + \beta_3\, PCM1_{t-3} + v_t$$

حيث تشير PCM1 إلى نسبة التغير في عرض النقد ونكتب النموذج في **Equation Estimation** وذلك لتقدير النموذج:



ستظهر النتيجة كما يلي:

Dependent Variable: INFLN
Method: Least Squares
Date: 02/06/10 Time: 20:30
Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q2
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.097751	0.736645	1.490205	0.1470
PCM1	0.333605	7.462161	0.044706	0.9646
PCM1(-1)	-5.944889	7.855329	-0.756797	0.4553
PCM1(-2)	4.295207	7.936135	0.541222	0.5925
PCM1(-3)	0.595346	7.787722	0.076447	0.9396

ثم نختبر correlogram للبواقي لاختبار الارتباط الذاتي للبواقي، اختر **View/Residual Tests/Correlogram–Q Statistics**، فيتم عرض الارتباط في نتائج correlogram في الشكل أدناه، وهناك ارتباط ذاتي ذو دلالة عند الإبطاء ١.

Date: 02/06/10 Time: 20:37
Sample: 2000Q1 2008Q2
Included observations: 34

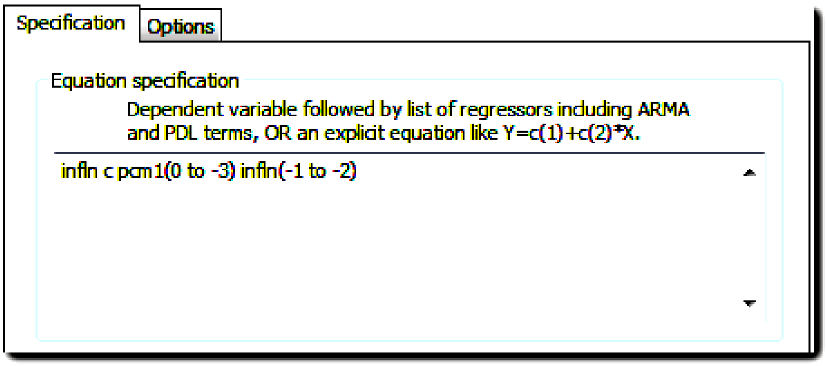
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.455	0.455	7.6920	0.006
		2	0.108	-0.125	8.1403	0.017
		3	0.012	0.017	8.1460	0.043
		4	-0.038	-0.048	8.2048	0.084
		5	0.150	0.242	9.1484	0.103
		6	0.174	-0.004	10.474	0.106
		7	0.129	0.054	11.225	0.129
		8	0.106	0.032	11.756	0.162
		9	0.130	0.135	12.586	0.182
		10	0.178	0.073	14.194	0.164
		11	0.060	-0.104	14.384	0.212
		12	-0.077	-0.106	14.713	0.258
		13	-0.051	0.046	14.864	0.316
		14	-0.110	-0.161	15.605	0.338
		15	-0.067	-0.035	15.892	0.389
		16	0.009	-0.011	15.897	0.460

٧-٦ للانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة
Autoregressive Distribution Lags Models (ARDL)

تمزج نماذج *ARDL* بين نموذج *AR* ونموذج الإبطاء الموزع المحدود، ولا يتطلب تقديرها أي أوامر من *EViews* وتقدر بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS، وعليه سنقدر النموذج التالي:

$$infln_t = \alpha + \delta_0 PCM1_t + \delta_1 PCM1_{t-1} + \delta_2 PCM1_{t-2} + \delta_3 PCM1_{t-3}$$
$$+ \theta_1 infln_{t-1} + \theta_2 infln_{t-2} + v_t$$

توصف المعادلة والنتائج كما يلي:



Dependent Variable: INFLN
Method: Least Squares
Date: 02/08/10 Time: 21:50
Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q2
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	67.71042	70.09302	0.966008	0.3426
PCM1	-341.0916	678.6819	-0.502579	0.6193
PCM1(-1)	-549.9926	702.0277	-0.783434	0.4402
PCM1(-2)	701.5878	716.2408	0.979542	0.3360
PCM1(-3)	-391.0056	721.7858	-0.541720	0.5925
INFLN(-1)	0.548846	0.194197	2.826230	0.0088
INFLN(-2)	0.063567	0.263489	0.241252	0.8112

R-squared	0.289347	Mean dependent var	107.3529
Adjusted R-squared	0.131425	S.D. dependent var	154.1017
S.E. of regression	143.6187	Akaike info criterion	12.95344
Sum squared resid	556911.3	Schwarz criterion	13.26769
Log likelihood	-213.2085	Hannan-Quinn criter.	13.06061
F-statistic	1.832208	Durbin-Watson stat	1.933812
Prob(F-statistic)	0.130215		

الارتباط الذاتي من correlogram يعرضه الشكل التالي والذي يبين عدم وجود أي ارتباط ذاتي ذو دلالة عند جميع الارتباطات.

Date: 02/06/10 Time: 20:59
Sample: 2000Q1 2008Q2
Included observations: 34

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.024	0.024	0.0221	0.882
		2	-0.023	-0.024	0.0425	0.979
		3	-0.028	-0.027	0.0739	0.995
		4	-0.148	-0.148	0.9699	0.914
		5	0.067	0.074	1.1598	0.949
		6	0.046	0.035	1.2517	0.974
		7	0.074	0.069	1.4974	0.982
		8	-0.034	-0.057	1.5513	0.992
		9	0.105	0.138	2.0865	0.990
		10	0.157	0.165	3.3415	0.972
		11	0.032	0.049	3.3965	0.984
		12	-0.057	-0.079	3.5767	0.990
		13	-0.002	0.050	3.5768	0.995
		14	-0.120	-0.098	4.4650	0.992
		15	-0.016	-0.033	4.4811	0.996
		16	0.010	-0.065	4.4883	0.998

المراجع

- السواعي، خالد محمد، **أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام *EViews***، ٢٠١٢، دار الكتاب الثقافي، اربد-الأردن.

- Asteriou, Dimitrios and Hall, Stephen G., 2007. *Applied Econometrics: A Modern Approach*, Palgrave, revised edition.

- Heij, Christiaan; Paul de Boer; Philip Hans Franses; Teun Kloek; and Herman K. van Dijk, 2004. *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*, Oxford, 1st edition.

- Hill, R. Carter; Griffiths, William E.; and Judge, George G., 2000. *Using EViews For Undergraduate Econometrics,* Wiley; 2nd edition.

- Hill, R. Carter; Griffiths, William E.; and Judge, George G., 2000. *Undergraduate Econometrics,* Wiley; 2nd edition.

- Koop, Gary, 2008. *Introduction to Econometrics*, Wiley.

- Salvatore, Dominick and Reagle, Derrick (2002), Theory and Problems of Statistics and Econometrics, Schaum's Outline Series, Mcgraw-Hill, 2nd edition.

- Studenmund, A. H., 2006. *Using Econometrics: A Practical Guide*, Addison Wesly, 5th edition.

- Wooldridge, Jeffrey M. (2009), Introductory Econometrics: A modern approach, 3rd edition.

خالد محمد السواعي

خلوي (٧٧٤٠٩٨٥٣) (٧) (٩٦٢) +

khsawaie@yahoo.com

صدر للمؤلف

١- *EViews* والقياس الاقتصادي، ٢٠١٢، دار الكتاب الثقافي، اربد-الأردن.

٢- أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام *EViews*، ٢٠١٢، دار الكتاب الثقافي، اربد-الأردن.

٣- مدخل إلى تحليل البيانات باستخدام *SPSS*، ٢٠١١، عالم الكتب الحديث، اربد-الأردن.

٤- التجارة الخارجية: النظرية وتطبيقاتها، ٢٠١٠، عالم الكتب الحديث، اربد-الأردن.

٥- التجارة والتنمية، ٢٠٠٦، دار المناهج، عمان-الأردن.

٦- دليل الإجراءات الجمركية، ٢٠٠٠، دائرة الجمارك، عمان-الأردن.

يصدر قريباً

- القياس الاقتصادي
- التجارة الخارجية: السياسة وتطبيقاتها.